



Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Centro de Ciências Sociais

Faculdade de Ciências Econômicas

Winicius Botelho Faquieri

**Financiarização dos mercados futuros de commodities: uma abordagem
através do modelo de Schwartz-Smith**

Rio de Janeiro

2017

Winicius Botelho Faquieri

Financização dos mercados futuros de commodities: uma abordagem através do modelo de Schwartz-Smith



-Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Orientador: Prof. Dr. Fernando Antonio Lucena Aiube

Rio de Janeiro

2017

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/BIBLIOTECA CCS/B

F218 Faquieri, Winicius Botelho.
Financialização dos mercados futuros de commodities: uma abordagem através do modelo de Schwartz-Smith / Winicius Botelho Faquieri. – 2017. 57 f.

Orientador: Prof. Dr. Fernando Antônio Lucena Aiube.
Dissertação (mestrado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.
Bibliografia: f.55-57.

1. Economia – Teses. 2. Mercado futuro de mercadorias – Teses. I. Aiube, Fernando Antônio Lucena. II. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Faculdade de Ciências Econômicas. III. Título.

CDU 336

Autorizo apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação desde que citada a fonte.

Assinatura

Data

Winicius Botelho Faquieri

Financionalização dos mercados futuros de commodities: uma abordagem através do modelo de Schwartz-Smith

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre ao Programa de Pós-graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro.

Aprovada em 12 de dezembro de 2017.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Fernando Antonio Lucena Aiube
Faculdade de Ciências Econômicas – UERJ

Prof. Dr. Octavio Augusto Fontes Tourinho
Faculdade de Ciências Econômicas – UERJ

Prof.^a Dr. Antonio Carlos Figueiredo Pinto
Escola de Negócios da PUC-Rio

Prof.^a Dr. Luiz Eduardo Brandão
Escola de Negócios da PUC-Rio

Rio de Janeiro

2017

DEDICATÓRIA

Aos meus pais,
Constantino e Fátima.

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador Prof. Dr. Fernando Aiube pela inestimável ajuda, dedicação e paciência na condução da orientação, bem como pelas valiosas críticas e sugestões.

Aos professores e colegas do curso de Mestrado em Ciências Econômicas do PPGCE, que contribuíram para a minha formação e aos membros da comissão julgadora do meu exame de qualificação: Prof. Dr. Antonio Carlos Figueiredo Pinto, Prof. Dr. Luiz Eduardo Brandão e Prof. Dr. Octavio Augusto Fontes Tourinho, pelos comentários a este trabalho.

À CAPES pelo financiamento dos meus estudos.

Por fim, agradeço aos meus pais pelo apoio incondicional.

If you can't explain it simply, you don't understand it well enough.

Albert Einstein

RESUMO

FAQUIERI, W.B. **Financialização dos mercados futuros de commodities**: uma abordagem através do modelo de Schwartz-Smith. 2016. 57 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2017.

O presente trabalho visa investigar o processo de financialização dos mercados futuros de *commodities* através do modelo de *Schwartz e Smith* (2000). Comparamos os modelos de um e de dois fatores, nos períodos antes e durante a financialização, para os preços futuros de várias *commodities*. No modelo apresentado por *Schwartz e Smith* (2000), o primeiro fator está associado ao retorno de conveniência e o segundo fator é o preço de equilíbrio (variável de longo prazo). Os modelos de dois fatores buscam tratar o retorno de conveniência como a variável estocástica adicional. Se a financialização foi efetivamente forte é muito provável que o retorno de conveniência seja uma variável menos relevante ou mesmo desnecessária nos modelos de preços futuros (não significantes estatisticamente). Buscamos identificar a relevância da inclusão do retorno de conveniência como uma variável estocástica adicional, durante o período de financialização.

Palavras – chave: Financialização. Mercados futuros. *Schwartz-Smith*.

ABSTRACT

FAQUIERI, W. B. **Financialization of the commodity future markets**: through the Schwartz-Smith Model. 2017. 57 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2015.

The present dissertation aims to verify whether factor models are able to capture the financialization phenomenon of commodity markets. We compare the models with one and two-factors in the periods before and during the financialization. In the model developed by Schwartz and Smith (2000), the first factor is associated with the convenience yield and the second factor is the equilibrium price (long-term variable). If these type of models are sensitive to financialization, the convenience yield factor will be less relevant or even non-significant in the financialization period. We sought to identify the relevance of including the convenience yield as an additional stochastic variable during the period of financialization.

Keywords: Financialization. Future markets. Schwartz-Smith.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO.....	9
1.REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	11
1.1 Financ ialização	11
1.2 Modelos de fatores para <i>commodities</i>	19
2.MODELO DE SCHWARTZ-SMITH.....	23
2.1 Sazonalidade	28
3.DADOS	30
3.1 Petróleo WTI	30
3.2 Cobre	31
3.3 Trigo	32
3.4 Soja	33
4.RESULTADOS EMPÍRICOS	35
4.1 Modelo de 1 fator	35
4.2 Modelo de 2 fatores	38
4.3 Comparando os modelos	43
CONCLUSÕES	53
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	55

INTRODUÇÃO

Um importante acontecimento nos mercados futuros de *commodities* nos últimos anos foi o aumento da participação de determinada classe de investidores, tais como os *hedgefunds* e os negociadores de *swaps* de *commodities*. Estes agentes enxergam as *commodities* como uma classe de ativos no sentido clássico e alocam uma parcela das carteiras que administram em contratos de futuros vinculados a índices de *commodities*. No passado, os contratos futuros de *commodities* costumavam ser negociados por instituições não financeiras. Até então, os participantes deste mercado eram ligados ao produto físico e buscavam, sobretudo, fazer *hedge* (seguro) contra uma eventual variação nos preços em uma data futura. Entretanto, após meados da década de 2000, devido ao acentuado aumento da demanda de países emergentes, como China e Índia, as *commodities* passaram a atrair o interesse de especuladores e de outras instituições financeiras. Estas passaram, então, a atuar em mercados futuros de *commodities* e as mesmas, por sua vez, passaram a ser tratadas como uma classe de ativos similar as ações. Tal acontecimento ficou conhecido na literatura como *financialização dos mercados futuros de commodities*.

Há na literatura recente um extensivo debate sobre a *financialização dos mercados de commodities* e diversos artigos buscam tratar o tema sob o enfoque fundamentalmente econométrico. O presente trabalho visa investigar o processo de *financialização dos mercados futuros de commodities* através do modelo de *Schwartz e Smith (2000)*. Comparamos os modelos de um e de dois fatores, nos períodos antes e durante a *financialização*, para os preços futuros de várias *commodities*. No modelo apresentado por *Schwartz e Smith (2000)*, o primeiro fator está associado ao retorno de conveniência e o segundo fator é o preço de equilíbrio (variável de longo prazo). Os modelos de dois fatores buscam tratar o retorno de conveniência como a variável estocástica adicional. O retorno de conveniência está associado à dinâmica de curto prazo dos preços e busca refletir o benefício que possui o detentor da *commodity* física, porém não o proprietário do contrato futuro sobre a mesma *commodity*. Se a *financialização* foi efetivamente forte é muito provável que o retorno de conveniência seja uma variável menos relevante ou mesmo desnecessária nos modelos de preços futuros (não significantes estatisticamente). Buscamos identificar a relevância da inclusão do retorno de conveniência como parâmetro adicional ou como uma variável estocástica, durante o período de *financialização*.

A importância do tema está no fato de que os modelos de fatores para *commodities* são muito utilizados na gestão de portfólio, gerenciamento de risco. Um dos campos mais ativos em finanças é a valoração de ativos reais e a busca por modelos cada vez mais sofisticados faz com que a pesquisa para tal fim esteja na fronteira do conhecimento.

A pesquisa está organizada como segue: o capítulo 1 apresenta uma revisão bibliográfica que foi dividida em duas seções. A primeira apresenta alguns dos artigos que tratam a financialização nos mercados de *commodities*. A segunda apresenta alguns dos modelos de fatores na literatura de *commodities*. O capítulo 2 foi dedicado à derivação e ao detalhamento do modelo de *Schwartz-Smith*. O capítulo 3 apresenta em detalhes os dados históricos utilizados. O capítulo 4 visa mostrar os principais resultados empíricos dos métodos implementados. Por fim, o capítulo 5 descreve as principais conclusões desta dissertação e possíveis pesquisas futuras.

1. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Este capítulo reúne os principais artigos técnicos que deram suporte ao presente trabalho. O capítulo foi organizado em duas seções. A primeira apresenta alguns dos artigos que tratam a financialização dos mercados futuros de commodities. A segunda apresenta alguns dos modelos de fatores na literatura de commodities.

1.1 Financialização

Há na literatura recente um extensivo debate sobre a financialização dos mercados futuros de *commodities*. Alguns dos artigos que tratam o tema estão descritos nesta seção.

Existe uma corrente de economistas que defende que a alta dos preços das *commodities* está associada aos fundamentos dos mercados relacionados à oferta e demanda do produto físico. Outra corrente advoga que a elevação anormal dos preços ocorre devido ao movimento especulativo de agentes que outrora não atuavam neste mercado. Ao tratar a *commodity* como um ativo financeiro comum, as variáveis dos modelos que traduzem a especificidade deste mercado deixaram de ter relevância. Como se pode notar nas referências abaixo não há conclusividade sobre a prevalência desta ou daquela corrente.

Buyuksahinet *al.* (2008) utilizam os dados da CFTC (*Commodity Futures Trading Commission*) para analisar uma potencial mudança estrutural na relação entre os preços futuros do petróleo. Examinam as posições de oito tipos de *traders* no mercado de petróleo do tipo WTI (*West Texas Intermediate*). Quatro categorias de *traders* “tradicionais”, incluindo produtores, revendedores ou comerciantes; três categorias “não comerciais”, incluindo corretores, *hedge funds* e participantes não registrados. Inclui também negociantes de *swaps* de *commodities*. Utilizam os preços diários de contratos futuros negociados no NYMEX (*New York Mercantile Exchange*), de março de 1989 a agosto de 2008, para o contrato mais próximo, de dois, seis, nove e doze meses; e, de setembro de 1995 a agosto de 2008, para o contrato de dois anos. Março de 1989 e setembro de 1995 são as datas mais antigas a partir das quais pode ser criada uma série de preços diários contínuos para os contratos futuros de um ano e dois anos, respectivamente. Esta continuidade é necessária para criar posições diárias de rolagem de contratos com diferentes maturidades, assegurando simultaneamente

que os intervalos entre estes prazos permaneçam constantes. Em geral, para os contratos celebrados nos mercados futuros de *commodities* não há a entrega do produto físico, pois a posição do investidor é encerrada antes do vencimento do contrato e transferida para o vencimento seguinte. Assim, o investidor “rola” a sua posição para o contrato com maturidade mais próxima. Esta atividade de rolagem confere aos investidores um retorno chamado *rollyield*, que se refere à diferença entre o log do preço do contrato de vencimento e o contrato seguinte. Através de uma análise de cointegração recursiva, os autores verificaram uma relação estável a longo prazo, desde o início dos anos 90, entre os preços dos contratos futuros com menos de um ano até o vencimento. O mesmo não é verdade, no entanto, para contratos com maturidade mais longa. Depois de 2001, o preço dos contratos futuros com maturidade de um ano começou a se mover em sincronia com o preço do contrato com maturidade mais próxima e, desde meados de 2004, ambos os preços futuros de um ano e dois anos tornaram-se cointegrados com o preço do contrato com vencimento próximo. Os autores concluem que o aumento da atividade de mercado por negociantes de *swaps* de *commodities*, *hedge funds* e outros agentes ajudou a vincular os preços de contratos futuros de petróleo com diferentes maturidades.

Buyuksahin, Haigh e Robe (2009) investigam se as *commodities* de diversos setores (energia, não-energia, metais preciosos, metais industriais, agricultura e pecuária) se movem em sincronia com os ativos financeiros tradicionais. Os autores utilizam a série de retornos do índice S&P500 (*Standard & Poor's 500*) e do GSCI (*Goldman Sachs Commodity Index*) como uma *proxy* para as taxas de retornos dos investimentos em ações e *commodities* nos EUA, respectivamente. Analisam, primeiramente, todo o período da amostra e, em seguida, dividem o período amostral em três subperíodos, buscando identificar períodos de *boom* e de *bust*: (i) junho de 1992 a maio de 1997; (ii) junho de 1997 a maio de 2003; (iii) junho de 2003 a junho de 2008. Utilizando o modelo DCC (*Dynamic Conditional Correlation*) e técnicas de cointegração recursiva, os autores verificaram que a relação entre os retornos dos índices de *commodities* e de ações não mudou significativamente nos últimos quinze anos. Também não encontraram evidências de qualquer aumento na co-movimentação entre os retornos sobre *commodities* e investimentos financeiros tradicionais durante períodos de alta volatilidade. Tais resultados são consistentes com a noção de que as *commodities* continuam a proporcionar benefícios aos investidores em ações em termos de diversificação de portfólio. Um dos principais motivos para que os investidores incluam *commodities* em suas carteiras.

Brunetti e Buyuksahin (2009) empregam um conjunto de dados exclusivo da CFTC, no período de 2005 a 2009, para avaliar o impacto da atividade especulativa nos mercados de petróleo, gás natural e milho. Um importante acontecimento nos mercados futuros nos últimos anos foi o aumento da participação dos especuladores. Além dos especuladores tradicionais, como os *hedgefunds*, outras instituições financeiras, como os negociadores de *swaps*, entraram em mercados futuros de *commodities*. Tais instituições enxergam as *commodities* como uma classe de ativos distinta e alocam uma parcela das carteiras que administram em contratos futuros vinculados a índices de *commodities*. Os autores utilizam testes de causalidade de Granger e funções impulso-resposta para determinar se o efeito da atividade especulativa aumenta ou diminui a volatilidade dos preços. Os resultados encontrados fornecem evidências de que a negociação especulativa em mercados futuros não é desestabilizadora, isto é, de que o comportamento de *hedge funds* e de negociadores de *swaps* não aumenta a fragilidade do mercado financeiro, em linha com Friedman (1966). Concluem que a atividade especulativa melhora o funcionamento dos mercados futuros, reduzindo a volatilidade e aumentando a liquidez.

Tang e Xiong (2012) examinam a hipótese de que, após 2004, as *commodities* não energéticas incluídas nos índices GSCI e DJ-UBSC (*Dow Jones-UBS Commodity Index*) estão mais correlacionadas com o petróleo do que as *commodities* não incluídas em índices. Estes dois índices utilizam diferentes critérios de seleção e ponderação: o GSCI é ponderado pela produção mundial de cada *commodity*, enquanto que o DJ-UBSCI depende do volume relativo de atividade de negociação de uma determinada *commodity*. Algumas *commodities* não estão em nenhum dos índices: trigo de *Minneapolis*, farelo de soja, arroz, aveia, suco de laranja, platina, entre outras. A base de dados dos autores abrange 28 *commodities*, no período de 1990 a 2009, tais como: petróleo, gás natural, soja, milho, trigo, algodão, cobre, entre outras. Para examinar as correlações dos retornos de diferentes *commodities*, os autores realizam várias regressões. Primeiro, os autores realizam uma regressão entre os retornos do petróleo e de uma *commodity* não energética de 04 setores distintos: (i) soja; (ii) algodão; (iii) gado; (iv) cobre. Depois disso, os autores constroem dois índices de retorno para cada setor, separando as *commodities* que fazem parte de um índice daquelas não incluídas em índices, e calculam as médias das correlações dos retornos de cada índice. Além disso, os autores avaliam fatores econômicos identificados como possíveis causas do aumento na correlação entre os retornos de *commodities*, tais como: (i) financialização; (ii) rápido crescimento de economias emergentes; (iii) a crise financeira; (iv) inflação; (v) e a adoção de biocombustíveis.

Concluem que, após 2004, (i) houve uma maior correlação entre os preços das *commodities* não energéticas e os preços do petróleo; (ii) os preços das *commodities* se tornaram mais correlacionados uns com os outros; (iii) a correlação é maior entre as *commodities* incluídas nestes dois populares índices (GSCI e DJ-UBSC); (iv) o comportamento das *commodities* incluídas em índices se tornou cada vez mais diferente das *commodities* não incluídas. Tais fatos poderiam ser atribuídos à entrada de investidores nos mercados de futuros de *commodities*.

Fattouh, Kilian e Mahadeva (2013) revisam e discutem seis vertentes na literatura, com diferentes metodologias, que sustentam a visão de financialização nos mercados futuros de *commodities*. Segundo os autores, tal aumento pode ser explicado por fundamentos econômicos comuns ao invés de reforçar o papel da especulação. Observou-se que o mesmo grau elevado de participação de instituições financeiras no mercado futuro de gás natural estava associado à queda dos preços dos contratos futuros e não o contrário. Os autores buscam evidências em outros trabalhos como, por exemplo, Stoll e Whaley (2010) para reforçar este ponto. Stoll e Whaley (2010) enfatizam que o preço das *commodities* não negociadas através de contratos futuros em bolsa aumentou tanto ou mais do que o preço das *commodities* negociadas. Mostram que a evolução do preço do petróleo é amplamente semelhante à de um índice de *commodities* não negociadas em bolsa. Os autores constataam, ainda, que os modelos VAR estruturais que oferecem explicações alternativas sobre a evolução do preço real do petróleo fornecem fortes evidências de especulação em 1979, 1986, 1990 e final de 2002, porém não para o período de 2003-2008. Concluem não ser possível afirmar que o aumento do co-movimento entre o preço à vista e futuro do petróleo, no período de 2003 a 2008, sejam consequência da financialização.

Mayer (2012) examina o impacto de investidores financeiros nos preços de quatro *commodities* agrícolas (milho, soja, óleo de soja e trigo) e de quatro *commodities* não-agrícolas (cobre, gás natural, ouro e petróleo). Através do modelo ADL (*AutoregressiveDistributedLag*) e realizando testes de causalidade de Granger, conclui que os preços das *commodities* não foram determinados apenas por fundamentos macroeconômicos, oferta e demanda, mas foram influenciados pelo comportamento de investidores financeiros, porém de formas diferentes. As posições dos investidores em índices de *commodities* causaram mudanças nos preços de várias *commodities* (soja, óleo de soja e petróleo) entre 2006 e 2009. Enquanto que os *hedgefunds* impactaram os preços das *commodities* não agrícolas, especialmente cobre e petróleo, durante o período de 2007 a 2008, o que sugere que

tais agentes afetam os preços de apenas algumas *commodities* e apenas durante períodos de aumento acentuado dos preços. Já os investidores em índices afetam os preços de diversas *commodities* de modo uniforme e ao longo do tempo.

Silvennoinen e Thorp (2013) buscam evidências empíricas de uma maior integração entre os retornos de ativos tradicionais e de *commodities*, testando a hipótese de que tal ligação não é afetada pela financeiraização. Os autores utilizam dados do mercado futuro de 24 *commodities* e o índice de ações S&P500, no período de maio de 1990 a julho de 2009. Através de modelos DSTCC-GARCH (*Double Smooth Transition Conditional Correlation*) mostram que a correlação condicional entre os retornos dos futuros de *commodities* e os retornos dos índices de ações dos EUA (S&P500) aumentou nos últimos anos, especialmente em períodos de alta volatilidade. Os modelos DSTCC-GARCH são capazes de detectar quebras ou mudanças graduais de dinâmica que possam ser resultado da financeiraização, diferentemente dos modelos DCC-GARCH. A maioria das correlações encontradas começam nos anos 1990 perto de zero, mas uma integração mais próxima surge em torno do início dos anos 2000 e atinge picos durante a recente crise. Os autores concluem que tal aumento teve o efeito de diminuir os benefícios de diversificação nos mercados de *commodities*.

Cortazar, Kovacevic e Schwartz (2013) propõem uma metodologia para integrar modelos de apreçamento de ativos tradicionais e *commodities* dada a evidência de financeiraização. Para ilustrar tal metodologia, os autores utilizaram o modelo de dois fatores de Schwartz e Smith (2000) e o CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). Ajustaram o modelo aos dados empíricos dos contratos futuros de cobre e petróleo, considerando diferentes janelas de tempo entre 2001 e 2012. Os resultados obtidos mostram que essa metodologia tem duas vantagens em relação a metodologia tradicional: (i) a significância estatística dos parâmetros estimados de prêmio de risco é melhorada; (ii) os preços à vista de tal modelo são muito mais razoáveis do que aqueles da abordagem tradicional, uma vez que os dados dos contratos futuros não fornecem informação suficiente para uma estimativa exata dos prêmios de risco. Além disso, a metodologia proposta não apresenta diferença significativa na capacidade do modelo de se ajustar a contratos futuros.

Manera, Nicolini e Vignati (2013) analisam os preços de quatro *commodities* do setor de energia (petróleo, óleo combustível, gasolina e gás natural) e de cinco *commodities* agrícolas (milho, aveia, óleo de soja, soja e trigo), no período de 1986 a 2010. Usando um modelo DCC-GARCH, os autores investigam: (i) se o papel dos fatores macroeconômicos é relevante para explicar os preços de futuros de *commodities* energéticas e não energéticas; (ii)

o papel da especulação financeira sobre os retornos das *commodities*; (iii) a relação entre retornos em diferentes mercados, tanto em relação à média quanto à variância; (iv) se a especulação em um mercado afeta os retornos em outros mercados. Os resultados sugerem que as variáveis macroeconômicas são relevantes para explicar os retornos das *commodities*, mais precisamente o índice S&P 500 apresenta um coeficiente positivo e significativo, enquanto que a taxa de câmbio tem um efeito negativo, como esperado. Quanto à segunda questão de pesquisa, os autores utilizaram uma medida do grau de especulação excessiva nos mercados, *T-Working*, para examinar seu efeito sobre a volatilidade dos preços. Observou-se que a especulação não parece afetar significativamente os retornos. Finalmente, como a especulação é geralmente pouco significativa, os autores não detectaram um impacto relevante nos retornos de outros mercados. O índice *T-Working* aumentou significativamente, após 2004, apenas nos mercados de petróleo, gás natural e trigo. Além disso, as correlações entre os retornos das *commodities* não foram significativas.

Buyuksahine Robe (2014) utilizam um conjunto de dados exclusivo e não-público da CFTC para fornecer novas evidências sobre a financialização. A base de dados fornece, com frequência diária, todas as posições de *traders* em 17 mercados de futuros de *commodities* e de ações dos EUA, no período de 2000 a 2010. Para obter estimativas da correlação entre o índice de ações S&P 500 e o índice de *commodities* GSCI, utilizou-se o modelo DCC. Os autores verificaram que, antes de setembro de 2008, as correlações entre as taxas de retorno do índice de *commodities* (GSCI) e de ações (S&P 500) flutuavam substancialmente ao longo do tempo, porém se mantiveram numa faixa entre -0,38 a 0,4, aproximando-se de 0,4 em 1998, 2001 e 2002, meados de 2006 e novamente em setembro de 2008. Concluem que, após esse período, as correlações entre ações e *commodities* aumentaram em função da maior atividade dos especuladores, em geral, e dos *hedgafunds*, em particular.

Chan, Sircar e Stein (2015) constroem um modelo de retorno para tentar capturar os efeitos do processo de financialização das *commodities*. Em tal modelo há dois grupos distintos: usuários tradicionais do mercado de futuros de *commodities* e os otimizadores de portfólio. Os usuários tradicionais são aqueles que detêm a *commodity* física e atuam com a finalidade de proteção (*hedge*). Por outro lado, os otimizadores de portfólio buscam investir no mercado de *commodities* de modo a maximizar sua utilidade esperada em um determinado horizonte de tempo. Os autores assumem que a demanda desses agentes pode ser modelada através de um processo *Ornstein-Uhlenbeck* e por um processo geométrico *Browniano*, respectivamente. Tal modelo busca maximizar a utilidade esperada do agente otimizador. A

ação de tais agentes afetam o preço das *commodities* e suas ações são governadas para fins de diversificação do portfólio. Logo, há uma correlação entre os preços das *commodities* e os retornos de ações. O modelo proposto busca quantificar este efeito. Concluem que, apesar da natureza especulativa dos otimizadores de carteira neste modelo, eles atuarão, frequentemente, de modo a estabilizar os preços das *commodities* através de suas negociações, em conformidade com Friedman (1966). Os otimizadores de portfólio compram quando o preço da *commodity* está abaixo de sua média e vendem quando o seu preço está acima da média de tal modo que o preço se mantém mais próximo de sua média. Além disso, os autores verificam que a correlação média entre o índice de *commodities* e o S&P 500, no período de 1990 a 2004, é de -0,0078435. No período de 2004 a 2011, a correlação média entre o índice de *commodities* e o de ações S&P 500 é de 0,1883. Este aumento apoia a ideia de que as *commodities*, após 2004, se tornaram mais correlacionadas com as ações.

Kanamura (2015) investiga a financialização no mercado de petróleo do tipo WTI e *Brent*, no período de fevereiro de 2006 a maio de 2014. Há dois principais mercados na negociação de contratos futuros de petróleo: NYMEX e IPE (*International Petroleum Exchange*). O petróleo do tipo WTI é negociado em Nova York na NYMEX e se refere ao produto extraído, sobretudo, na região do Golfo do México. O petróleo do tipo *Brent* é negociado na IPE, em Londres, e se refere ao petróleo extraído do Mar do Norte (Europa). O autor demonstra, através de um modelo DCC, que (i) as correlações entre o índice de ações S&P 500 e o petróleo do tipo WTI foram positivas e crescentes a partir da crise financeira de 2008. Por outro lado, (ii) as correlações observadas entre o índice S&P 500 e o petróleo do tipo *Brent* foram praticamente nulas, o que pode sugerir que a financialização esteja limitada ao petróleo do tipo WTI. Além disso, (iii) as correlações entre os preços do petróleo WTI e *Brent* diminuíram, se aproximando rapidamente de zero, a partir de maio de 2007.

Hamilton e Wu (2015) utilizam os dados da CFTC, no período de 2006 a 2011, para investigar uma relação entre o valor nocional dos contratos futuros de *commodities* celebrados em nome dos investidores de fundos de índices e os retornos esperados de tais contratos. O valor nocional é o valor total do ativo subjacente. Considere um investidor que compra em t 250 contratos futuros sobre o índice GSCI. Se o futuro cotar a 1000 USD, então adquirir um único contrato futuro por 1000 pontos é semelhante ao investimento de 250.000 USD (250 x 1000 USD). Portanto, 250.000 USD é o valor nocional subjacente ao contrato futuro. Os autores desenvolvem um modelo simples de arbitragem de futuros que implica que se as compras por fundos de índices de *commodities* influenciam os preços de futuros, então as

posições nocionais dos investidores de índice devem ajudar a prever os retornos excedentes nesses contratos. Tal modelo consiste em usar uma função objetivo quadrática simples no qual um aumento do volume de ordens de compra pode afetar os preços futuros, alterando o prêmio de risco de equilíbrio. Os autores não encontraram nenhuma evidência de que as posições dos comerciantes de índices nos contratos das 12 *commodities* agrícolas analisadas possam ajudar a prever os retornos dos contratos futuros próximos. Além disso, embora exista alguma evidência de que essas posições possam ajudar a prever as mudanças nos preços dos contratos futuros do petróleo entre 2006 e 2009, isso não se mantém de 2009 em diante. Os autores concluem que parece haver pouca evidência de que o investimento de fundos de índice está exercendo um efeito mensurável sobre os preços dos futuros de *commodities*.

Basak e Pavlova (2016) analisam a financialização nos mercados futuros de *commodities*, considerando dois tipos de investidores: normais e institucionais. O investidor normal é um participante padrão do mercado, com preferência logarítmica sobre o valor final de sua carteira. O investidor institucional é modelado segundo uma função objetivo que depende do nível do índice e da utilidade marginal da riqueza, que aumenta com este índice. Muitos investidores institucionais mantêm *commodities* através de um índice, tais como o GSCI, DJ-UBSCI ou SPCI (*S&P Commodity Index*). O modelo proposto faz uma distinção entre *commodities* que estão incluídas em algum índice e aquelas que não estão. Por simplicidade, o índice criado pelos autores atribui o mesmo peso para todas as *commodities*. O investidor institucional é modelado segundo uma função objetivo que depende do nível do índice e da utilidade marginal da riqueza, que aumenta com este índice. A função objetivo do investidor institucional, definida sobre o valor final de seu portfólio (W_{IT}), é dada por: $u_I(W_{IT}) = (\alpha + \beta I_T) \log(W_{IT})$. Em que $\alpha, \beta > 0$ e $I_T = \prod_{i=1}^L f_{it}^{1/L}$ representa um índice de *commodities* ponderado geometricamente similar ao SPCI. Concluem que, na presença de investidores institucionais (financialização), os preços futuros, as volatilidades e as correlações entre ações e *commodities* também aumentam, porém esse aumento é maior para as *commodities* incluídas em algum índice do que para as não incluídas. Demonstraram, ainda, como os mercados financeiros transmitem choques não apenas para os preços futuros, mas também para os preços à vista de *commodities* e para os estoques.

1.2 Modelos de fatores para *commodities*

Esta seção apresenta alguns dos modelos de fatores na literatura de *commodities*.

Um dos trabalhos pioneiros para a modelagem de preços de *commodities* com base em processos estocásticos de preços foi realizado por Brennan e Schwartz (1985). Os autores apresentaram um modelo de um fator para o preço futuro do cobre e o aplicaram ao gerenciamento da exploração e produção da jazida. Gibson e Schwartz (1990) foram os primeiros a desenvolver um modelo com dois fatores. Os fatores ou variáveis latentes de tal modelo são o preço à vista e o retorno de conveniência. O preço à vista segue um processo geométrico *Browniano* e o retorno de conveniência segue um processo de reversão. O modelo foi estimado utilizando os preços em contratos futuros de petróleo negociados no NYMEX. Foi realizada uma regressão conjunta para as variáveis latentes do modelo através da qual se pode estimar todos os parâmetros do modelo, exceto o preço do risco no mercado do retorno de conveniência. A estimação de tal parâmetro envolve a resolução de uma equação diferencial parcial (EDP) e sua solução analítica não era conhecida na época. Os autores contornaram este problema com uma estimativa inicial deste parâmetro e a EDP para o preço futuro pôde ser obtida. A partir da comparação dos resultados encontrados com os dados empíricos do mercado, o erro de estimação foi calculado. O processo foi repetido para diversos valores do preço de risco de mercado e seu valor ótimo foi definido através da minimização do erro quadrático. Os autores concluem que o preço de um contrato futuro aumentará, tudo o mais constante, com um aumento no preço à vista do petróleo. Porém, uma vez que tal aumento está associado a um maior retorno de conveniência, o impacto final será atenuado, mesmo para contratos de maturidade mais curta.

Uma das dificuldades de implementação empírica de modelos de apreçamento de *commodities* é que frequentemente os fatores ou variáveis de estado destes modelos não são observáveis diretamente. O preço à vista é difícil de se obter para algumas *commodities* e, portanto, o contrato futuro mais próximo é considerado uma *proxy* para o preço à vista. Em geral, para modelos Gaussianos usa-se o filtro de *Kalman* para a estimação das variáveis latentes e a verossimilhança do erro de predição para a estimação dos hiperparâmetros. O primeiro passo para a estimação é escrever o modelo na forma espaço-estado discreta. A forma espaço-estado é o procedimento apropriado para tratar situações em que as variáveis de estado não são observáveis, embora sejam conhecidas, pois são geradas por um processo

Markoviano de primeira ordem e sua equação é denominada equação de transição. Uma vez que o modelo foi discretizado e escrito na forma espaço-estado, o filtro de *Kalman* pode ser aplicado para estimar os hiperparâmetros do modelo e as séries de tempo das variáveis de estado. A forma espaço-estado pode ser aplicada a uma série de tempo multivariada com dimensão N . O conjunto de contratos futuros negociados para diferentes maturidades e relacionados a um vetor de variáveis de estado (vetor de estado), constitui o conjunto multivariado de observações. Finalmente, a estimação dos hiperparâmetros do modelo é feita otimizando-se a função de verossimilhança do erro da predição dada pela equação.

Schwartz (1997) analisa o comportamento estocástico dos preços das *commodities*, comparando modelos de um, dois e três fatores. Neste artigo, o autor analisou os modelos aplicando-os aos preços futuros do petróleo, cobre e ouro. Primeiro, é proposto cada modelo na medida real. A seguir é apresentado o modelo na medida neutra ao risco ou medida martingal equivalente (MME). Depois, a variável de estado S_t (preço à vista) é estimada através do filtro de *Kalman*. O modelo de um fator considera o preço à vista a única variável estocástica e a dinâmica do preço à vista X_t segue um processo geométrico de reversão à média. O retorno de conveniência é suposto constante. O modelo recebe este nome, pois apresenta apenas uma variável não observável diretamente e que precisa ser estimada, também denominada variável latente. O modelo de dois fatores é baseado no modelo de Gibson e Schwartz (1990). O primeiro fator estocástico é o preço à vista e segue um movimento geométrico *Browniano*. O segundo fator estocástico é o retorno de conveniência (δ) que evolui segundo um processo de *Ornstein-Uhlenbeck*. Tal modelo é conhecido como modelo de dois fatores, pois apresenta duas fontes de incerteza: o preço à vista e o retorno de conveniência. O modelo 3 apresenta, além do preço à vista e do retorno de conveniência, outra variável estocástica, tal modelo é conhecido como modelo de três fatores, pois apresenta três fontes de incerteza: o preço à vista, o retorno de conveniência e a taxa de juros, que segue um processo de reversão à média. Os principais resultados do artigo foram: (i) os processos estocásticos mostraram forte reversão à média para o petróleo e para o cobre, porém não para o ouro; (ii) os modelos de dois e três fatores mostraram uma aderência satisfatória à estrutura a termo dos preços e das volatilidades, enquanto que o modelo de um fator mostrou pouca aderência.

O capítulo seguinte trata especificamente do modelo descrito em *Schwartz e Smith* (2000) e, portanto, faremos apenas uma breve introdução. Neste artigo, os autores desenvolvem um modelo de dois fatores para a análise dos preços das *commodities*. O

primeiro fator representa as variações de curto prazo do preço e é modelado por um processo de reversão à média do tipo *Ornstein-Uhlenbeck*. Tais variações respondem pelos efeitos que afetam o preço no curto prazo como, por exemplo, o retorno de conveniência. Esta parcela tem correspondência com o retorno de conveniência modelado em Gibson e Schwartz (1990). O retorno de conveniência é o benefício que possui o detentor da *commodity* física e que o proprietário de um contrato futuro não possui. Está associado aos níveis de estoque da *commodity*. Se os estoques estão baixos, o retorno de conveniência é elevado e vice-versa. O segundo fator é o preço de equilíbrio de longo prazo e segue um movimento geométrico *Browniano*. Uma das vantagens deste modelo é optar por um fator que reflete as variações de curto prazo e, assim, utilizar um conceito menos abstrato do que o retorno de conveniência. Além disso, os fatores latentes são mais "ortogonais" em suas dinâmicas, isto é, as variáveis de estado se relacionam apenas pelo coeficiente de correlação entre elas.

Manoliu e Tompaidis (2002) apresentam um modelo multifator para analisar os preços dos futuros da *commodity* gás natural e são utilizados dados históricos, com frequência diária, no período de fevereiro de 1997 a agosto de 1998. O modelo foi derivado de tal forma que é possível reduzir a um processo de reversão à média do tipo *Ornstein-Uhlenbeck* ou geométrico *Browniano*. O modelo é apresentado na medida neutra ao risco ou medida martingal equivalente (MME) e são calculados os dois momentos da distribuição das variáveis latentes. Depois, o modelo é colocado na forma espaço-estado discretizada e as variáveis de estado são estimadas através do filtro de *Kalman*. Finalmente, a estimação dos hiperparâmetros do modelo é feita otimizando-se a função de verossimilhança do erro da predição. Alguns dos resultados encontrados foram: (i) os parâmetros de reversão são estatisticamente significantes; (ii) a volatilidade de curto prazo é muito superior a volatilidade de longo prazo. O modelo de dois fatores obteve resultados melhores do que o modelo de um fator.

Sorensen (2002) analisou o comportamento de três *commodities* agrícolas, incluindo no modelo *Schwartz-Smith* o componente sazonal. O fator de curto prazo segue uma dinâmica do tipo *Ornstein-Uhlenbeck* e o fator de longo prazo foi modelado segundo um processo geométrico *Browniano*. Foram utilizados dados referentes aos preços de futuros no CBOT, com frequência semanal, no período de janeiro de 1972 a julho de 1997. O autor analisa o comportamento sazonal destes preços. Observou-se que as componentes sazonais adicionadas ao termo de longo e de curto prazo acarretam picos de preços no período de dois a três meses

anterior a colheita. Os autores encontram, ainda, evidências empíricas de uma relação negativa entre o nível de estoques e o retorno de conveniência.

Uma das possibilidades de aplicação dos modelos de fatores descritos nesta seção está na área de opções reais. A Teoria de Opções Reais configura um campo de pesquisa que trata do apreamento de opções em projetos de investimento em um ambiente de incerteza. Tourinho *et al.* (1979) foi o primeiro trabalho nesse campo de pesquisa. O autor mostrou como reservas naturais podem ser vistas como opções e, portanto, devem ser valoradas através das metodologias de apreamento de derivativos. Referências adicionais à Teoria de Opções Reais podem ser encontradas em Dixit e Pindyck (1994), Trigeorgis (1996) e Dias (2015), dentre outros. Não faz parte do escopo do presente trabalho tratar especificamente da metodologia de opções reais. O intuito foi apresentar a Teoria das Opções Reais como um dos campos de aplicação imediata para os modelos de fatores.

2.MODELO DE SCHWARTZ-SMITH

Este capítulo foi dedicado à derivação e ao detalhamento do modelo de *Schwartz-Smith*. Optou-se pela utilização de tal modelo por ser muito utilizado em diversos artigos acadêmicos, tais como Sorensen (2002), Manoliu e Tompaidis (2002) e Lucia e Schwartz (2002). Embora outros modelos de fatores também pudessem ser aplicados ao presente trabalho como, por exemplo, o modelo de um e dois fatores de *Schwartz*.

Schwartz e Smith (2000) apresentaram um modelo em que o preço à vista S_t é decomposto em dois fatores estocásticos (variáveis latentes) tais que:

$$\ln S_t = \chi_t + \xi_t \quad (1)$$

O primeiro fator χ_t reflete as variações de curto prazo do preço e o segundo fator ξ_t é o preço de equilíbrio de longo prazo. Os desvios de curto prazo (χ_t) foram modelados por um processo de Ornstein-Uhlenbeck com reversão à média zero:

$$d\chi_t = -\kappa\chi_t dt + \sigma_\chi dz_\chi \quad (2)$$

E o fator de longo prazo (ξ_t) foi modelado por um processo *Browniano*:

$$d\xi_t = \mu_\xi dt + \sigma_\xi dz_\xi \quad (3)$$

Em que $dz_\chi dz_\xi$ são incrementos do processo *Browniano* padrão correlacionados tais que $dz_\chi dz_\xi = \rho_{\chi\xi} dt$:

As variações de curto prazo (χ_t) representam mudanças transitórias nos preços como, por exemplo, o nível dos estoques, efeitos de tempestades, furacões ou geadas, etc. Já o fator de longo prazo (ξ_t) reflete mudanças estruturais, tais como o advento de novas tecnologias, a exaustão de recursos naturais ou aspectos regulatórios, por exemplo.

Cabe notar que tal modelo não apresenta o retorno de conveniência com um fator a ser modelado diretamente. Conforme apresentado em Schwartz e Smith (2000), há uma relação entre o retorno de conveniência e o primeiro fator χ_t tal que $\chi_t = \frac{1}{\kappa}(\delta_t - \alpha)$. O retorno de conveniência está associado à dinâmica de curto prazo dos preços e é utilizado em muitos trabalhos para traduzir o comportamento dos estoques. Se os estoques estão baixos, o retorno de conveniência é elevado e vice-versa. A própria definição de retorno de conveniência nos

permite entender tal relação, pois reflete o benefício que possui o detentor da *commodity* física, porém não o proprietário do contrato futuro. Assim, em situações de escassez, em se tratando de uma *commodity* estocável, o poder de barganha em uma negociação do proprietário da *commodity* física é maior.

Aplicando o lema de Itô em $f(x, t) = e^{\kappa t} \chi_t$, temos:

$$d(e^{\kappa t} \chi_t) = \kappa e^{\kappa t} \chi_t + e^{\kappa t} d\chi_t = \kappa e^{\kappa t} \chi_t + e^{\kappa t} (-\kappa \chi_t dt + \sigma_\chi dz_\chi) = e^{\kappa t} \sigma_\chi dz_\chi \quad (4)$$

Integrando ambos os lados de t até T :

$$e^{\kappa T} \chi_T = e^{\kappa t} \chi_t + \sigma_\chi \int_t^T e^{\kappa s} dz_\chi(s) \quad (5)$$

Logo,

$$\chi_T = e^{-\kappa(T-t)} \chi_t + \sigma_\chi e^{-\kappa T} \int_t^T e^{\kappa s} dz_\chi(s) \quad (6)$$

Uma vez encontrada a solução para χ_T podemos calcular a esperança e a variância condicional:

$$\begin{aligned} E\{\chi_T | \chi_t\} &= E \left[e^{-\kappa(T-t)} \chi_t + \sigma_\chi e^{-\kappa T} \int_t^T e^{\kappa s} dz_\chi(s) \mid \chi_t \right] \\ &= E[e^{-\kappa(T-t)} \chi_t | \chi_t] + \sigma_\chi e^{-\kappa T} E \left[\int_t^T e^{\kappa s} dz_\chi(s) \mid \chi_t \right] \\ &= e^{-\kappa(T-t)} \chi_t + \sigma_\chi e^{-\kappa T} \int_t^T e^{\kappa s} dz_\chi(s) = e^{-\kappa(T-t)} \chi_t \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} Var\{\chi_T | \chi_t\} &= Var \left[e^{-\kappa(T-t)} \chi_t + \sigma_\chi e^{-\kappa T} \int_t^T e^{\kappa s} dz_\chi(s) \mid \chi_t \right] = \sigma_\chi^2 e^{-2\kappa T} \left[\int_t^T e^{2\kappa s} ds \right] \\ &= 1 - e^{-2\kappa(T-t)} \frac{\sigma_\chi^2}{2\kappa} \end{aligned} \quad (8)$$

De forma análoga, podemos calcular a solução para o fator de longo prazo. O preço de equilíbrio segue um movimento geométrico *Browniano*. Integrando ambos os lados da equação (3), temos:

$$\int_t^T d\xi_t = \int_t^T \mu_\xi ds + \sigma_\xi \int_t^T dz_\xi(s) \quad (9)$$

$$\xi_t = \xi_t + \mu_\xi(T - t) + \sigma_\xi \int_t^T dz_\xi(s)$$

A esperança condicional é dada por:

$$E[\xi_T | \xi_t] = E\left[\xi_t + \mu_\xi(T - t) + \sigma_\xi \int_t^T dz_\xi(s) | \xi_t\right] \quad (10)$$

Como a esperança da integral de Itô é zero, temos: $E[\xi_T | \xi_t] = \xi_t + \mu_\xi(T - t)$.

Utilizando a isometria de Itô, temos que a variância condicional é dada por:

$$\begin{aligned} Var[\xi_T | \xi_t] &= Var\left[\xi_t + \mu_\xi(T - t) + \sigma_\xi \int_t^T dz_\xi(s) | \xi_t\right] = Var\left[\sigma_\xi \int_t^T dz_\xi(s) | \xi_t\right] = \sigma_\xi^2 \int_t^T ds \\ &= \sigma_\xi^2(T - t) \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} Cov(\chi_T | \xi_t) &= E[(\chi_T - E[\chi_T]) (\xi_t - E[\xi_t])] = E\left[\sigma_\chi e^{-\kappa t} \int_t^T e^{\kappa s} dz_\chi(s) \sigma_\xi \int_t^T e^{\kappa s} dz_\xi(s) \right] \quad (12) \\ &= \sigma_\chi e^{-\kappa t} \sigma_\xi E\left[\int_t^T e^{\kappa s} dz_\chi(s) \int_t^T e^{\kappa s} dz_\xi(s) \right] \\ &= \sigma_\chi e^{-\kappa t} \sigma_\xi \rho_{\chi\xi} \int_t^T e^{\kappa s} ds = 1 - e^{-\kappa(T-t)} \frac{\sigma_\chi \sigma_\xi \rho_{\chi\xi}}{\kappa} \end{aligned}$$

Dado $\chi_t e^{\xi_t}$, então χ_T e ξ_T possuem distribuição conjunta normal com média e matriz de covariância dada por:

$$E[(\chi_T | \xi_T)] = [e^{-\kappa t} \chi_t \xi_t + \mu_\xi(T - t)] \quad (13)$$

$$Cov[(\chi_T|\xi_T)] = \begin{bmatrix} (1 - e^{-\kappa(T-t)})\chi_t & (1 - e^{-\kappa(T-t)})\frac{\sigma_\chi\sigma_\xi\rho_{\chi\xi}}{\kappa} \\ (1 - e^{-\kappa(T-t)})\frac{\sigma_\chi\sigma_\xi\rho_{\chi\xi}}{\kappa} & \sigma_\xi^2(T-t) \end{bmatrix} \quad (14)$$

Como $\ln S_t = \chi_t + \xi_t$, então o preço à vista no instante T tem distribuição condicional log-normal, sendo \mathcal{F}_t as informações até o instante t, temos:

$$E[\ln(S_T)|\mathcal{F}_t] = E[\chi_T + \xi_t|\mathcal{F}_t] = E[\chi_T|\mathcal{F}_t] + E[\xi_t|\mathcal{F}_t] = e^{-\kappa(T-t)}\chi_t + \mu_\xi(T-t) \quad (15)$$

$$\begin{aligned} Var[\ln(S_T)|\mathcal{F}_t] &= Var[\chi_T|\mathcal{F}_t] + Var[\xi_t|\mathcal{F}_t] + 2Cov[(\chi_T, \xi_T)|\mathcal{F}_t] \\ &= 1 - e^{-2\kappa(T-t)}\frac{\sigma_\chi^2}{2\kappa} + \sigma_\xi^2(T-t) + 2(1 - e^{-\kappa(T-t)})\frac{\sigma_\chi\sigma_\xi\rho_{\chi\xi}}{\kappa} \end{aligned} \quad (16)$$

$$E[S_T|\mathcal{F}_t] = \exp[E[\ln(S_T)|\mathcal{F}_t]] + \frac{1}{2}Var[\ln(S_T)|\mathcal{F}_t] \quad (17)$$

Assim,

$$\begin{aligned} \ln E[S_T|\mathcal{F}_t] &= e^{-\kappa(T-t)}\chi_t + \mu_\xi(T-t) \\ &+ \frac{1}{2}\left(1 - e^{-2\kappa(T-t)}\frac{\sigma_\chi^2}{2\kappa} + \sigma_\xi^2(T-t) + 2(1 - e^{-\kappa(T-t)})\frac{\sigma_\chi\sigma_\xi\rho_{\chi\xi}}{\kappa}\right) \end{aligned} \quad (18)$$

O modelo será apresentado sob a MME. Schwartz e Smith (2000) introduzem dois parâmetros adicionais, λ_χ e λ_ξ . Tais parâmetros são os prêmios de risco do mercado para cada variável e supostos constantes. Efetuando a mudança de medida, as variáveis de estado apresentam dinâmicas dadas por:

$$d\chi_t = (-\kappa\chi_t - \lambda_\chi)dt + \sigma_\chi dz_\chi^* \quad (19)$$

$$d\xi_t = (\mu_\xi - \lambda_\xi)dt + \sigma_\xi dz_\xi^* \quad (20)$$

Em que dz_χ^* e dz_ξ^* são incrementos dos processos *Brownianos* sob a MME. Estão correlacionados tais que $dz_\chi^* dz_\xi^* = \rho_{\chi\xi} dt$. O fator χ_t segue, sob MME, um processo *Ornstein-*

Uhlenbeck que reverte para $\frac{-\lambda_\chi}{\kappa}$ e o fator de longo prazo ξ_t segue, ainda, um processo geométrico *Browniano*, porém com *drift* $\mu_\xi^* = \mu_\xi - \lambda_\xi$.

Dado χ_t e ξ_t , então χ_T e ξ_T possuem distribuição conjunta normal com o vetor de média e matriz de covariância dada por:

$$E^Q[(\chi_T, \xi_T)] = e^{-\kappa(T-t)}\chi_t - (1 - e^{-\kappa(T-t)})\frac{\lambda_\chi}{\kappa}, \xi_T + \mu_\xi^*(T - t), \quad (21)$$

$$Cov^Q[(\chi_T, \xi_T)] = Cov[(\chi_t, \xi_t)], \quad (22)$$

Onde Q denota que as médias e as variâncias são tomadas na medida neutra ao risco ou MME. Então, $\ln(S_t) = \chi_t + \xi_t$ é normalmente distribuído com:

$$E^Q[\ln(S_T)|\mathcal{F}_t] = e^{-\kappa(T-t)}\chi_t + \xi_t - (1 - e^{-\kappa(T-t)})\frac{\lambda_\chi}{\kappa} \quad (23)$$

$$Var^Q[\ln(S_T)|\mathcal{F}_t] = Var[\ln(S_T)|\mathcal{F}_t] \quad (24)$$

Seja $\mathcal{F}_{t,T}$ o preço do contrato futuro no tempo t, com maturidade em T ($0 \leq t$). Sabe-se que $\mathcal{F}_{t,T} = E^Q[S_T|\mathcal{F}_t]$.

$$\begin{aligned} \ln(\mathcal{F}_{t,T}) &= \ln[E^Q(S_T|\mathcal{F}_t)] = E^Q[\ln(S_T)|\mathcal{F}_t] + \frac{1}{2}Var^Q[\ln(S_T)|\mathcal{F}_t] \\ &= e^{-\kappa(T-t)}\chi_t^* + \xi_t^* + A(t, T) \end{aligned} \quad (25)$$

Em que:

$$\begin{aligned} A(t, T) &= \mu_\xi^*(T - t) - 1 - e^{-\kappa(T-t)}\frac{\lambda_\chi}{\kappa} \\ &+ \frac{1}{2}\left(1 - e^{-2\kappa(T-t)}\frac{\sigma_\chi^2}{2\kappa} + \sigma_\xi^2(T - t) + 2(1 - e^{-\kappa(T-t)})\frac{\sigma_\chi\sigma_\xi\rho_{\chi\xi}}{\kappa}\right) \end{aligned} \quad (26)$$

A estimação dos hiperparâmetros do modelo é feita otimizando-se a função de verossimilhança do erro da predição, dada pela equação:

$$\ln[L(Y; \Theta)] = -\frac{NT^*}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T^*}\ln|\mathcal{F}_t| - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T^*}\eta_t^T\mathcal{F}_t^{-1}\eta_t \quad (27)$$

Em que $\eta_t = y_t - \widehat{y}_t$ para $t = 1, \dots, T^*$ é o vetor dos erros de previsão. A distribuição condicional de y_t é normal com média $E(y_t|Y_{t-1}) = H\hat{x}_t^- + d_t$ e com matriz de covariância dada por $\mathcal{F}_t = HP_t^-H^t + Q$.

Em resumo, o modelo de 2 fatores está expresso nas equações (1), (2), (3), (18) e reescrito abaixo:

$$\ln S_t = \chi_t + \xi_t$$

$$d\chi_t = (-\kappa\chi_t - \lambda_\chi) dt + \sigma_\chi dz_\chi^*$$

$$d\xi_t = (\mu_\xi - \lambda_\xi) dt + \sigma_\xi dz_\xi^*$$

$$\ln[\mathcal{F}_{t,T}(\chi_T | \xi_t)] = e^{-\kappa(T-t)}\chi_t^* + \xi_t^* + A(t, T)$$

Analogamente, é possível reduzir o modelo de dois fatores a um modelo com apenas 1 fator, suprimindo o retorno de conveniência. O modelo de 1 fator é descrito através das equações abaixo:

$$\ln S_t = \xi_t \tag{28}$$

$$d\xi_t = \mu_\xi^* dt + \sigma_\xi dz_\xi^* \tag{29}$$

Em que $\mu_\xi^* = \mu_\xi - \lambda_\xi$ é o *drift* na MME, λ_ξ é preço de risco de mercado, σ_ξ é a volatilidade de longo prazo, dz_ξ^* é o incremento do processo *Browniano* padrão sob a MME.

Temos, ainda, que:

$$\ln[\mathcal{F}_{t,T}(\xi_t)] = \xi_t + B(t, T) \tag{30}$$

$$B(t, T) = \mu^* (T - t) + \frac{1}{2} \sigma_\xi^2 (T - t) \tag{31}$$

2.1 Sazonalidade

Cada *commodity* possui características específicas. As *commodities* agrícolas, por exemplo, se distinguem pela presença de sazonalidade. Já as séries históricas do petróleo e do

cobre não apresentam tal característica. Este fato foi levado em consideração na modelagem. Incluímos o componente sazonal ao modelo de Schwartz-Smith (2000). A função $f(t)$ adicionada ao componente de longo prazo e de curto prazo determina o preço à vista:

Usamos a seguinte estrutura para definir a função sazonalidade:

$$f(t) = \alpha_1 \cos[2\pi(t + \beta_1)] + \alpha_2 \cos[4\pi(t + \beta_2)] \quad (32)$$

Esta é uma alternativa à adição de uma variável *dummy* para modelar a sazonalidade nos preços.

O preço futuro $F_{t,T}$ é dado por:

$$\mathcal{F}_{t,T} = \exp[f(T) + e^{-\kappa(T-t)}\chi_t + \xi_t + A(T - t)] \quad (25)$$

3.DADOS

Neste capítulo apresentamos os dados dos preços futuros utilizados neste trabalho.

Os dados utilizados correspondem a observações semanais dos preços futuros para duas commodities minerais, petróleo e cobre, e duas commodities agrícolas, trigo e soja. Considerou-se a informação do preço de fechamento de quarta-feira. Na ocorrência de feriado neste dia, utilizou-se o preço do dia útil mais próximo. Todos os dados foram obtidos através da plataforma *Bloomberg*.

Para capturar os efeitos da financialização, o período amostral foi dividido em três subperíodos. O período 1 antecede a financialização nos mercados futuros de commodities. O período 2 retrata a financialização e foi definido de acordo com os artigos que tratam o tema, descritos na revisão bibliográfica do presente trabalho. Por fim, o período 3 visa capturar um aspecto da literatura, que considera que a financialização persiste até hoje. O período 2 foi o mesmo para todas as commodities. Os demais períodos variaram de acordo com a disponibilidade de dados.

3.1 Petróleo WTI

A amostra completa do petróleo WTI abrange o período de 3/1/1996 a 5/7/2017. Foram utilizados cinco contratos de futuros (N=5) na estimação, F1, F5, F10, F15 e F20, onde F1 é o contrato mais próximo do vencimento (i.e., de maior liquidez), F2 é o segundo contrato mais próximo do vencimento, e assim por diante. O vencimento dos contratos futuros no NYMEX ocorre no terceiro dia útil anterior ao dia 25 de cada mês.

A Tabela 1 apresenta as principais estatísticas da série amostrada.

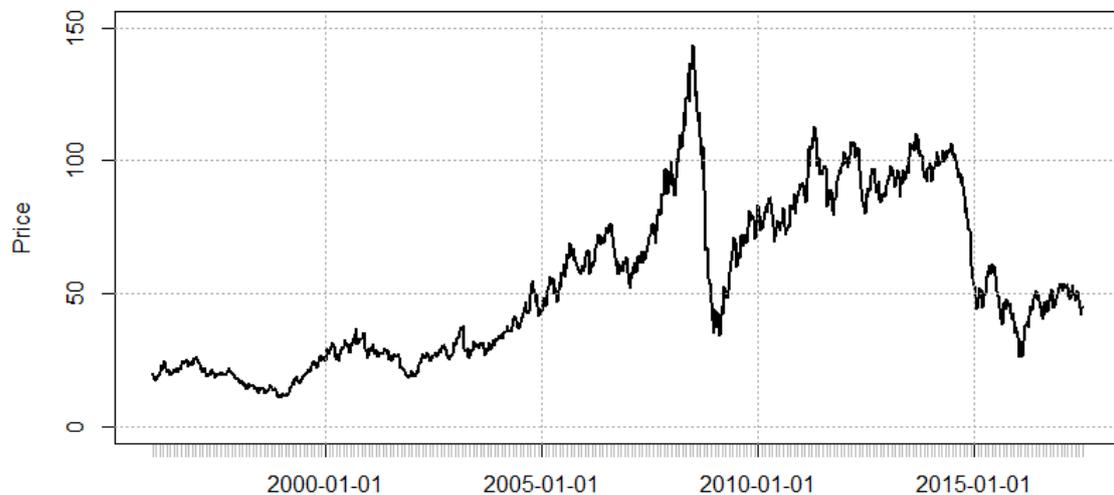
Tabela 1–Estatísticas da série de preços do petróleo: 3/1/96 a 5/7/17 (continua)

	F1	F5	F10	F15	F20
Média	54.14	54.62	54.47	54.17	53.89
Máximo	143.60	145.00	145.00	143.90	142.90
Mínimo	11.16	12.06	12.72	13.27	13.76
DP	30.28	30.67	30.82	30.78	30.67
Assimetria	0.47	0.39	0.33	0.29	0.27
Curtose	-0.94	-1.053	-1.12	-1.17	-1.20
Obs.	1123	1123	1123	1123	1123

Fonte: O autor, 2017.

A Figura 1 mostra a série completa do primeiro contrato futuro F1 do painel de dados. Pode se observar o efeito, sobre o preço do futuro, da financialização a partir de meados de 2003.

Figura 1 –Preços (US\$/Barril) do contrato F1 do petróleo WTI: 3/1/96 a 5/7/17.



Fonte: O autor, 2017.

O Quadro 1 mostra todos os subperíodos analisados para a série do petróleo.

Quadro 1–Série e períodos analisados: Petróleo WTI

	Período	Observações
Série Completa	3/1/1996 a 5/7/2017	1123
Período 1	3/1/1996 a 28/5/2003	387
Período 2	4/6/2003 a 28/5/2008	261
Período 3	4/6/2003 a 5/7/2017	736

Fonte: O autor, 2017.

3.2 Cobre

A amostra completa do cobre abrange o período de 8/1/1997 a 12/7/2017. Foram utilizados cinco contratos de futuros na estimação: F1, F3, F5, F7 e F9. O vencimento dos contratos futuros no COMEX (*Commodity Exchange, Inc.*) ocorre no terceiro dia útil anterior ao dia 30 de cada mês. Os meses de vencimento dos contratos são março, maio, julho, setembro e dezembro. A tabela 2 mostra as principais estatísticas das séries de preços. O Quadro 2 mostra todos os períodos analisados.

Tabela 2–Estatísticas da série de preços do cobre: 8/1/97 a 12/7/17

	F1	F3	F5	F7	F9
Média	213.79	213.38	211.74	209.99	208.32
Máximo	454.40	455.00	453.80	449.70	447.30
Mínimo	60.60	61.80	63.65	65.00	65.80
DP	118.20	118.31	117.68	116.84	115.62
Assimetria	0.13	0.14	0.16	0.17	0.18
Curtose	-1.47	-1.48	-1.48	-1.49	-1.48
Obs.	1072	1072	1072	1072	1072

Fonte: O autor, 2017.

Quadro 2–Série e períodos analisados: Cobre

	Período	Observações
Série Completa	8/1/97 a 12/7/17	1072
Período 1	8/1/97 a 28/5/03	335
Período 2	4/6/03 a 28/5/08	261
Período 3	4/6/03 a 12/7/17	737

Fonte: O autor, 2017.

3.3Trigo

A amostra completa do trigo abrange o período de 8/1/1997 a 12/7/2017, utilizou-se os contratos F1, F3, F5, F7 e F9. O vencimento dos contratos de futuros no CBOT (*Chicago Board of Trade*) ocorre no dia útil anterior ao 15º dia de calendário do mês do contrato. Os meses de vencimento dos contratos são março, maio, julho, setembro e dezembro. A tabela 3 mostra as principais estatísticas das séries de preços. O Quadro3 mostra todos os períodos analisados.

Tabela 3–Estatísticas da série de preços do trigo: 8/1/97 a 12/7/17

	F1	F3	F5	F7	F9
Média	468.66	481.28	489.90	496.45	504.05
Máximo	1280.0	1282.0	1214.0	1252.0	1258.0
Mínimo	227.0	241.2	251.8	261.5	271.0
DP	187.81	190.14	188.17	187.47	187.99
Assimetria	0.89	0.87	0.77	0.77	0.76
Curtose	0.23	0.097	-0.33	-0.27	-0.30
Obs.	1073	1073	1073	1073	1073

Fonte: O autor, 2017.

Quadro 3–Série e períodos analisados: Trigo

	Período	Observações
Série Completa	8/1/97 a 12/7/17	1073
Período 1	8/1/97 a 28/5/03	335
Período 2	4/6/03 a 28/5/08	262
Período 3	4/6/03 a 12/7/17	737

Fonte: O autor, 2017.

3.4 Soja

A amostra completa do trigo abrange o período de 3/1/1997 a 12/4/2017. Foram utilizados quatro contratos de futuros (N=4), referentes aos contratos F1, F3, F5 e F7. O vencimento dos contratos futuros da soja no CBOT ocorre no dia útil anterior ao 15º dia de cada mês. Os meses de vencimento dos contratos são janeiro, março, maio, julho, setembro e novembro. A tabela 4 mostra as principais estatísticas das séries de preços. O Quadro 4 mostra todos os períodos analisados.

Tabela 4–Estatísticas da série de preços da soja: 8/1/97 a 12/4/17

	F1	F3	F5	F7
Média	874.95	864.66	851.27	842.85
Máximo	1763.0	1758.0	1645.0	1616.0
Mínimo	414.5	410.2	422.0	435.2
DP	338.93	325.77	310.11	298.16
Assimetria	0.49	0.48	0.45	0.43
Curtose	-0.91	-0.94	-1.04	-1.08
Obs.	1058	1058	1058	1058

Fonte: O autor, 2017.

Quadro 4–Série e períodos analisados: Soja

	Período	Observações
Série Completa	3/1/97 a 12/4/17	1058
Período 1	3/1/97 a 28/5/03	335
Período 2	4/6/03 a 28/5/08	261
Período 3	4/6/03 a 12/4/17	723

Fonte: O autor, 2017.

4.RESULTADOS EMPÍRICOS

Este capítulo visa mostrar os principais resultados dos métodos implementados no trabalho.

4.1 Modelo de 1 fator

Apresentamos nesta seção a calibração do modelo de um fator para todas as commodities examinadas. O modelo está expresso nas equações (26), (27) e (28) e aqui reescrito:

$$\ln S_t = f(t) + \xi_t$$

$$d\xi_t = \mu_\xi^* dt + \sigma_\xi dz_\xi^*$$

$$\ln[\mathcal{F}_{t,T}(\xi_t)] = f(t) + \xi_t + B(t,T)$$

A Tabela 5 apresenta os resultados da calibragem do modelo de 1 fator para o petróleo, no período 1 e 2. Para ambos os períodos, os únicos parâmetros não significantes são a tendência μ e o ϵ_{15} . A diferença principal entre o período 1 e 2 é que o último apresenta uma volatilidade anual ligeiramente maior (0.1731 vs. 0.2182).

Tabela 5–Estimação dos hiperparâmetros do modelo de 1 fator: Petróleo WTI

Parâmetro	Período 1		Período 2 (financilação)	
	Valor	Erro padrão	Valor	Erro padrão
σ	0.173***	0.006	0.2182***	0.0103
μ^*	-0.051***	0.002	-0.048***	0.0024
μ	0.049	0.0635	0.0892	0.100
$\sigma_{\epsilon_1}^2$	0.021***	0.0000	0.0093***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_5}^2$	0.007***	0.0000	0.0028***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_{10}}^2$	0.001***	0.0000	0.0004***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_{15}}^2$	0.000	0.0000	0.0000	0.0000
$\sigma_{\epsilon_{20}}^2$	0.0006***	0.0000	0.0002***	0.0000
AIC	-9836.815		-7442.514	

Nota: os asteriscos *, **, *** denotam 10%, 5% e 1% de nível de significância, respectivamente.

Fonte: O autor, 2017.

Os resultados para o modelo de 1 fator aplicado ao dados do cobre, no período 1 e 2, estão apresentados na Tabela 6. Para ambos os períodos, a volatilidade e o μ^* são significantes. μ não é significativamente diferente de zero apenas para o período 1. Novamente, o modelo ajustado durante a financilação apresentou uma volatilidade anual maior (0.164 vs. 0.2523). Tal fato é natural, uma vez que no período de financilação houve uma alta nos preços de várias commodities, inclusive o cobre. O parâmetro ϵ_5 não é estatisticamente significativo para ambos os períodos.

Tabela 6–Estimação dos hiperparâmetros do modelo de 1 fator: Cobre

Parâmetro	Período 1		Período 2 (financilação)	
	Valor	Erro padrão	Valor	Erro padrão
σ	0.164***	0.006	0.252***	0.0113
μ^*	-0.005***	0.001	-0.091***	0.0031
μ	0.033	0.065	0.282***	0.113
$\sigma_{\epsilon_1}^2$	0.002***	0.0000	0.0035***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_3}^2$	0.0005***	0.0000	0.0011***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_5}^2$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
$\sigma_{\epsilon_7}^2$	0.0002***	0.0000	0.0004***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_9}^2$	0.0005***	0.0000	0.0012***	0.0000
AIC	-10919.62		-7407.575	

Nota: os asteriscos *, **, *** denotam 10%, 5% e 1% de nível de significância, respectivamente. Fonte: O autor, 2017.

Na Tabela 7 estão descritos os resultados para o modelo de 1 fator aplicado aos dados do trigo, no período 1 e 2. Para ambos os períodos, a volatilidade σ e o parâmetro μ^* são significantes. Já o parâmetro μ não é significativamente diferente de zero para o período 1 e 2. O modelo ajustado apresentou uma volatilidade anual maior (0.4733 vs. 0.8147) durante a financialização. Para o período 1 e 2, ϵ_4 e ϵ_2 não foram estatisticamente significantes, respectivamente.

Tabela 7–Estimação dos hiperparâmetros do modelo de 1 fator: Trigo

Parâmetro	Período 1		Período 2 (financialização)	
	Valor	Erro padrão	Valor	Erro padrão
σ	0.473***	0.0192	0.815***	0.044
μ^*	0.042***	0.0122	-0.208***	0.037
μ	0.042	0.411	0.070	0.804
$\sigma_{\epsilon_1}^2$	0.005***	0.0000	0.0000***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_2}^2$	0.003***	0.0000	0.0000	0.0000
$\sigma_{\epsilon_3}^2$	0.001***	0.0000	0.002***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_4}^2$	0.000	0.0000	0.005***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_5}^2$	0.000***	0.0000	0.008***	0.0000
α_1	0.155***	0.051	0.373***	0.0826
β_1	-0.211***	0.020	0.241***	0.007
α_2	0.045***	0.018	-0.141***	0.029
β_2	-0.007	0.007	0.0189***	0.003
AIC	-9466.98		--6851.17	

Nota: os asteriscos *, **, *** denotam 10%, 5% e 1% de nível de significância, respectivamente.

Fonte: O autor, 2017.

A estimação dos hiperparâmetros do modelo de 1 fator para a soja (vide Tabela 8), no período 1, mostram que os parâmetros não significantes foram a tendência μ , o parâmetro de tendência na MME μ^* e o parâmetro de sazonalidade β_1 . O parâmetro de sazonalidade α_1 foi não significativo apenas para o período 2. A volatilidade anual foi maior no período de financialização como esperado.

Tabela 8–Estimação dos hiperparâmetros do modelo de 1 fator: Soja

Parâmetro	Período 1		Período 2 (financionalização)	
	Valor	Erro padrão	Valor	Erro padrão
σ	0.146***	0.008	0.207***	0.013
μ^*	-0.002	0.010	-0.041***	0.01
μ	-0.029	0.058	0.167**	0.093
$\sigma_{\epsilon_1}^2$	0.004***	0.0000	0.008***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_2}^2$	0.001***	0.0000	0.003***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_3}^2$	0.000***	0.0000	0.0002***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_4}^2$	0.001***	0.0000	0.002***	0.0000
α_1	0.010**	0.004	-0.003	0.009
β_1	0.155***	0.089	-0.064	0.022
AIC	-7357.5		-5053.874	

Nota: os asteriscos *, **, *** denotam 10%, 5% e 1% de nível de significância, respectivamente.

Fonte: O autor, 2017.

4.2 Modelo de 2 fatores

O modelo que está sendo calibrado está expresso nas equações (1), (2), (3), (18) e aqui reescrito:

$$\ln S_t = \chi_t + \xi_t$$

$$d\chi_t = -\kappa\chi_t dt + \sigma_\chi dz_\chi$$

$$d\xi_t = \mu_\xi dt + \sigma_\xi dz_\xi$$

$$\ln(\mathcal{F}_{t,T}) = e^{-\kappa(T-t)}\chi_t^* + \xi_t^* + A(t, T)$$

O procedimento de calibragem para o petróleo foi realizado obtendo-se os resultados descritos na Tabela 9, nos períodos 1 e 2. Para ambos os períodos, os parâmetros não significantes são o de tendência μ e o parâmetro ϵ_{15} , o que significa que a amplitude do ruído

na série do décimo quinto futuro não é estatisticamente significativa. O parâmetro de tendência na MME μ^* é não significativamente diferente de zero apenas para o período 1. Este fato está de acordo com a observação feita em Schwartz e Smith (2000), onde os autores observam a dificuldade de se obter um resultado coerente para este hiperparâmetro. A “meia vida” é de, aproximadamente, 14 meses para o período 1 ($-\ln(0,5)/\kappa$) e de 11 meses, aproximadamente, para o período 2. O aumento da velocidade de reversão no período 2, interfere nos parâmetros de volatilidade tanto de curto prazo como de longo prazo estimados. Cabe notar que a volatilidade de curto prazo σ_χ e também a volatilidade do processo dos preços de equilíbrio σ_ξ aumentam durante a financialização. Ainda, a volatilidade associada as variações de curto prazo é mais volátil do que o preço de equilíbrio, refletindo uma considerável volatilidade de curto prazo para ambos os períodos.

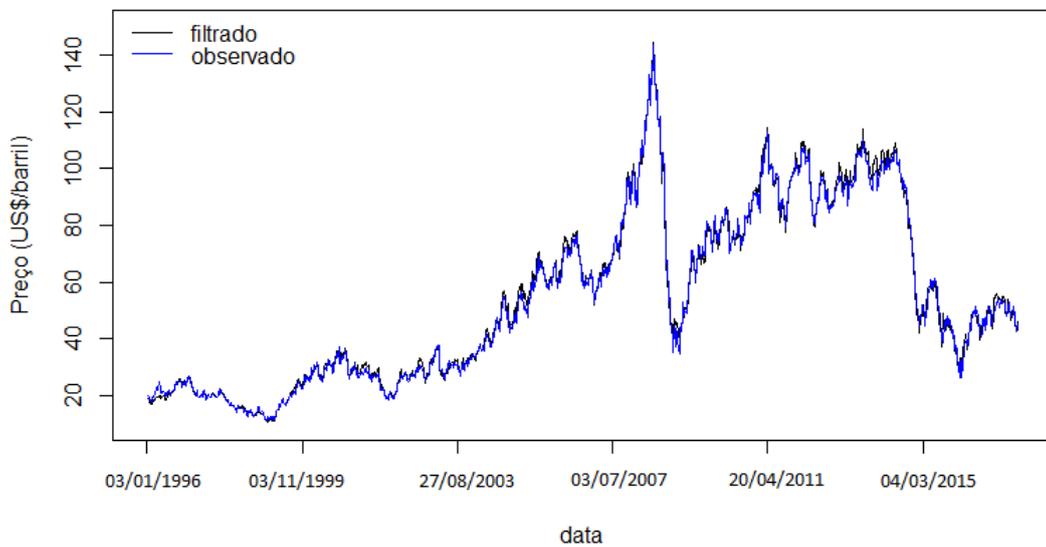
Tabela 9–Estimação dos hiperparâmetros do modelo de 2 fatores: Petróleo WTI

Parâmetro	Período 1		Período 2 (financialização)	
	Valor	Erro padrão	Valor	Erro padrão
κ	0.588***	0.014	0.754***	0.016
σ_χ	0.350***	0.014	0.443***	0.066
λ_χ	0.265***	0.019	0.670***	0.060
σ_ξ	0.160***	0.006	0.173***	0.006
μ^*	0.002	0.002	-0.050***	0.004
μ	0.012	0.058	0.055	0.083
ρ	0.285*	0.181	0.242	0.232
$\sigma_{\epsilon_1}^2$	0.003***	0.0000	0.0000***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_5}^2$	0.000	0.0000	0.0000	0.0000
$\sigma_{\epsilon_{10}}^2$	0.000	0.0000	0.0000***	0.0000
$\sigma_{\epsilon_{15}}^2$	0.000	0.0000	0.0000	0.0000
$\sigma_{\epsilon_{20}}^2$	0.000***	0.0000	0.0000***	0.0000
AIC	-14260.22		-10474.5	

Nota: os asteriscos *, **, *** denotam 10%, 5% e 1% de nível de significância, respectivamente. Fonte: O autor, 2017.

A Figura 2 mostra os preços filtrados e observados para o primeiro contrato futuro, F1, para a série completa. Note que a variável filtrada segue apropriadamente a variável observada. A Figura 4 mostra as duas variáveis de estado χ_t e ξ_t estimadas. Note que a variável de curto prazo χ_t é mais volátil do que a variável de longo prazo ξ_t , o que está de acordo com os hiperparâmetros estimados σ_χ e σ_ξ .

Figura2–Preços F1 observados e filtrados para o petróleo na série completa.



Fonte: O autor, 2017.

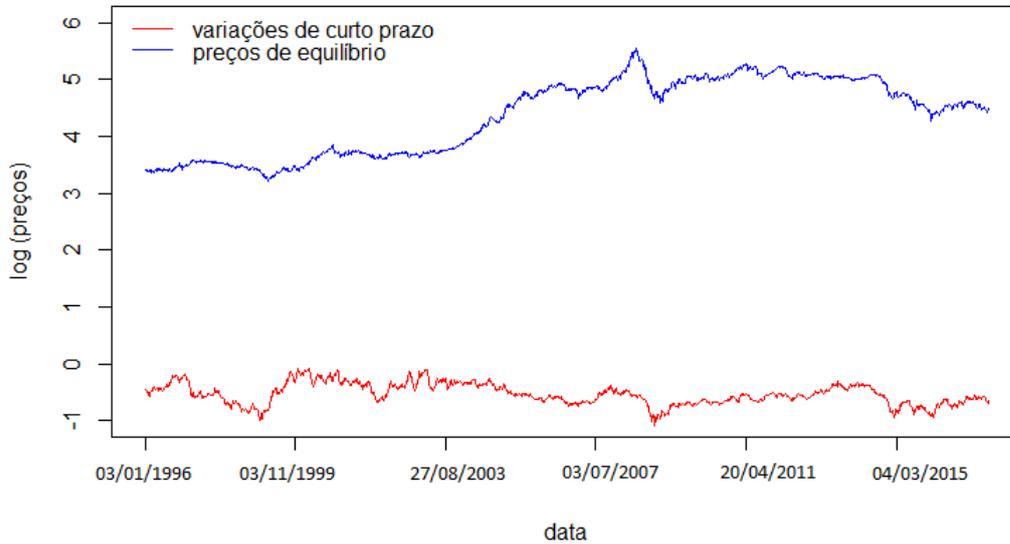


Figura3–Variáveis de estado χ_t e ξ_t para o petróleo na série completa.

Fonte: O autor, 2017.

A Tabela 10 apresenta os resultados dos hiperparâmetros estimados para o cobre, no período 1 e 2. Para ambos os períodos, os parâmetros não significantes são o de tendência μ , de correlação entre os dois incrementos Brownianos ρ e o parâmetro ϵ_7 . A “meia vida” é de 13,12 meses no período 1 e de cerca de 16,34 meses no período 2. Para o cobre, a velocidade

de reversão no período de financialização diminuiu em relação ao período 1 e a volatilidade de curto prazo foi maior durante a financialização.

Tabela 10–Estimação dos hiperparâmetros do modelo de 2 fatores: Cobre

Parâmetro	Período 1		Período 2 (financialização)	
	Valor	Erro padrão	Valor	Erro padrão
κ	0.634***	0.017	0.509***	0.039
σ_{χ}	0.139***	0.009	0.202***	0.023
λ_{χ}	-0.510***	0.040	-0.110***	0.032
σ_{ξ}	0.394***	0.029	0.247***	0.012
μ^*	-0.072***	0.012	-0.082***	0.004
μ	0.0193	0.178	0.0967	0.115
ρ	0.318	0.600	0.267	0.752
$\sigma_{\epsilon_1}^2$	0.000***	0.000	0.001***	0.000
$\sigma_{\epsilon_3}^2$	0.000***	0.000	0.000***	0.000
$\sigma_{\epsilon_5}^2$	0.000***	0.000	0.000***	0.000
$\sigma_{\epsilon_7}^2$	0.000	0.000	0.000	0.0000
$\sigma_{\epsilon_9}^2$	0.000***	0.000	0.000***	0.0000
AIC	-14038.29		-10474.5	

Nota: os asteriscos *, **, *** denotam 10%, 5% e 1% de nível de significância, respectivamente.

Fonte: O autor, 2017.

Os resultados para o trigo estão descritos na Tabela 11. Os parâmetros não significantes, para o período 1, são o de tendência na MME μ^* , o de correlação entre os dois processos *Brownianos* ρ e o parâmetro de sazonalidade β_1 . O parâmetro de tendência (μ) não é estatisticamente significativo para ambos os períodos. No período 2, o parâmetro λ_{χ} (preço do risco no mercado do componente de curto prazo) é não significativo. A “meia vida” é de cerca de 17,5 meses e de 60,5 meses para o período 1 e 2, respectivamente. A velocidade de reversão foi significativamente maior para o período 1 (de 0.476 contra 0.013). É interessante notar que a volatilidade de curto prazo e do componente de longo prazo aumentam consideravelmente durante a financialização.

Tabela 11–Estimação dos hiperparâmetros do modelo de 2 fatores: Trigo

Parâmetro	Período 1		Período 2 (financionalização)	
	Valor	Erro padrão	Valor	Erro padrão
κ	0.476***	0.144	0.137***	0.024
σ_{χ}	0.254***	0.062	1.227***	0.278
λ_{χ}	-0.203***	0.051	-0.372	0.315
σ_{ξ}	0.169***	0.010	1.009***	0.254
μ^*	0.0180	0.040	-0.808***	0.234
μ	0.009	0.067	0.129	0.122
ρ	0.211	1.793	-0.411***	0.120
$\sigma_{\epsilon_1}^2$	0.000***	0.000	0.000***	0.000
$\sigma_{\epsilon_2}^2$	0.000***	0.000	0.000***	0.000
$\sigma_{\epsilon_3}^2$	0.000***	0.000	0.001***	0.000
$\sigma_{\epsilon_4}^2$	0.000***	0.000	0.000***	0.000
$\sigma_{\epsilon_5}^2$	0.000***	0.000	0.000***	0.000
α_1	0.069***	0.008	0.152***	0.029
β_1	0.022	0.059	0.108***	0.038
α_2	-0.008***	0.002	0.028**	0.016
β_2	0.382***	0.084	0.239***	0.012
AIC	-11732.27		-7870.128	

Nota: os asteriscos *, **, *** denotam 10%, 5% e 1% de nível de significância, respectivamente.

Fonte: O autor, 2017.

A Tabela 12 apresenta os resultados dos hiperparâmetros estimados para a soja. Para ambos os períodos, apenas o parâmetro ρ é não significativo. Os parâmetros μ, μ^* e β_1 são não significantes para o período 1 e λ_{χ} e α_1 apenas para o período 2. A “meia vida” é de, aproximadamente, 8.9 meses e de 9.6 meses para o período 1 e 2, respectivamente. A velocidade de reversão diminuiu no período 2. Entretanto, a volatilidade de curto e também a de longo prazo aumentaram no período de financionalização.

Tabela 12–Estimação dos hiperparâmetros do modelo de 2 fatores: Trigo

Parâmetro	Período 1		Período 2 (financiarização)	
	Valor	Erro padrão	Valor	Erro padrão
κ	0.936***	0.116	0.869***	0.125
σ_{χ}	0.157***	0.017	0.274***	0.038
λ_{χ}	-0.105**	0.046	0.070	0.078
σ_{ξ}	0.132***	0.008	0.192***	0.022
μ^*	-0.008	0.019	-0.04*	0.026
μ	-0.031	0.053	0.157**	0.087
ρ	0.051	1.125	-1.000	0.899
$\sigma_{\epsilon_1}^2$	0.000***	0.000	0.000***	0.000
$\sigma_{\epsilon_2}^2$	0.001***	0.000	0.000***	0.000
$\sigma_{\epsilon_3}^2$	0.000***	0.000	0.000***	0.000
$\sigma_{\epsilon_4}^2$	0.000***	0.000	0.000***	0.000
α_1	0.010***	0.004	-0.007	0.006
β_1	0.073***	0.089	-0.545***	0.137
AIC	-8227.656		-5975.577	

Nota: os asteriscos *, **, *** denotam 10%, 5% e 1% de nível de significância, respectivamente.

Fonte: O autor, 2017.

4.3 Comparando os modelos

Para verificar a aderência dos modelos estimados aos dados empíricos procedemos o cálculo dos erros entre o preço futuro observado ($F_{t,Tj}$) e o preço futuro filtrado ($\hat{F}_{t,Tj}$), isto é, obtido a partir da filtragem juntamente com os parâmetros ótimos do modelo. As medidas de erro são dadas pelas fórmulas:

- (i) raiz do erro quadrático médio:

$$RMSE = \left[\frac{1}{T^*} \sum_{t=1}^T (F_{t,Tj} - \hat{F}_{t,Tj})^2 \right]^{0,5}, \quad j = 1, \dots, N \quad (33)$$

(ii) erro absoluto médio:

$$MAE = \frac{1}{T^*} \sum_{t=1}^T |F_{t,Tj} - \hat{F}_{t,Tj}|, \quad j = 1, \dots, N \quad (34)$$

(iii) erro absoluto percentual médio:

$$MAPE = \frac{1}{T^*} \sum_{t=1}^T \frac{F_{t,Tj} - \hat{F}_{t,Tj}}{\hat{F}_{t,Tj}}, \quad j = 1, \dots, N \quad (35)$$

A comparação entre os modelos de 1 e de 2 fatores, no período 1, para o petróleo WTI através dos erros expressos estão apresentados na Tabela 13. O erro percentual médio das observações filtradas para o modelo de 1 fator é de 5.49%, enquanto que para o modelo de 2 fatores é de 2.89%. O maior erro observado é de 12.39% e 5.70% referentes ao primeiro contrato, F1, para o modelo de 1 e de 2 fatores, respectivamente. Para o modelo de 1 fator, o contrato de menor erro é o F15, por volta de 1.85%. Já para o modelo de 2 fatores, o menor erro observado é de 1.80% e refere-se ao vigésimo contrato de futuro, F20. Ainda, pode-se observar, nas Tabelas 8 e 13, que o modelo de 2 fatores apresentou um AIC (Critério de Informação de Akaike) menor, indicando que tal modelo é estatisticamente mais apropriado do que o modelo de 1 fator para o período analisado. Tais resultados estão de acordo com Schwartz (1997) e Schwartz-Smith (2000), uma vez que já era esperado que o modelo de 2 fatores se ajustasse melhor no período anterior a financialização.

Tabela 13–Comparação entre os modelos para o petróleo WTI: Período 1

Parâmetro	Modelo de 1 fator			Modelo de 2 fatores		
	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
F1	3.4077	2.7691	0.1239	1.7082	1.2905	0.0570
F5	1.9142	1.5582	0.0718	0.8989	0.6616	0.0299
F10	0.9089	0.7304	0.0349	0.6047	0.4541	0.0213
F15	0.5088	0.3833	0.0185	0.5038	0.3786	0.0183
F20	0.6555	0.5015	0.0252	0.4778	0.3634	0.0180
Média	1.4790	1.1885	0.0549	0.8387	0.6296	0.0289

Fonte: O autor, 2017.

Extraímos o resíduo do modelo, referente ao primeiro contrato, F1, e procedemos o teste ADF (*augmented Dickey–Fuller*) para todas as *commodities* analisadas, a fim de verificar

a estacionariedade. Os resultados obtidos estão apresentados na Tabela 14. Rejeitou-se a hipótese nula de raiz unitária, ao nível de significância de 5%, para todas as commodities.

Tabela 14–Teste ADF

<i>Commodities</i>	<i>Dickey-Fuller</i>	<i>p-valor</i>	<i>Lag</i>
Petróleo	-7.25	0.01	10
Cobre	-3.35	0.01	10
Trigo	-4.53	0.01	10
Soja	-3.97	0.01	10

Fonte: O autor, 2017.

Na Tabela 15 estão descritas as medidas de erros para o petróleo WTI, no período 2. O erro percentual médio das observações filtradas para o modelo de 1 fator é de 4.46%, enquanto que para o modelo de 2 fatores é de 2.79%. O maior erro observado é de 9.09% e 3.91% referentes ao primeiro contrato, F1, para o modelo de 1 e de 2 fatores, respectivamente. Cabe notar, ainda, que tal qual encontrado por Schwartz (1997) e Cortazar e Naranjo (2006), o primeiro contrato, F1, apresenta o RMSE mais elevado para ambos os períodos analisados. Para o modelo de 1 fator, o contrato de menor erro é o F15, por volta de 2.38%. Já para o modelo de 2 fatores, o menor erro observado é de 2.26% e refere-se ao vigésimo contrato de futuro, F20. É interessante notar que o modelo de 2 fatores para o petróleo apresentou uma performance melhor mesmo durante o período de financialização. Além de apresentar um AIC menor do que o modelo de 1 fator (vide Tabelas 8 e 13) antes e durante a financialização, o modelo de 2 fatores apresentou os menores erros expressos pelos RMSE, MAE e MAPE.

Tabela 15–Comparação entre os modelos para o petróleo WTI: Período 2

Parâmetro	Modelo de 1 fator			Modelo de 2 fatores		
	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
F1	6.0066	5.0931	0.09090	3.0722	2.3453	0.03906
F5	3.7227	3.0518	0.05411	2.3713	1.7991	0.02914
F10	2.4823	1.8337	0.03048	2.1784	1.5873	0.02536
F15	2.1299	1.4944	0.02376	2.1047	1.4707	0.02332
F20	2.1976	1.5110	0.02396	2.1019	1.4291	0.02262
Média	3.3078	2.5968	0.04464	2.3657	1.7263	0.0279

Fonte: O autor, 2017.

Os erros nos modelos de 1 e de 2 fatores, no período 1, para o cobre estão apresentados na Tabela 16. O erro percentual médio das observações filtradas para o modelo de 1 fator é de 2.41%, enquanto que para o modelo de 2 fatores é de 1.87%. O maior erro observado é de 3.54% e 2.29%, referentes ao F1, para o modelo de 1 e de 2 fatores,

respectivamente. Novamente, cabe notar que o primeiro contrato apresentou o RMSE mais elevado. Para o modelo de 1 fator, o contrato de menor erro é o F5, por volta de 1.75%. Para o modelo de 2 fatores, o menor erro observado é de 1.64% e refere-se ao F9. Para o período 2, as medidas de erros podem ser vistas na Tabela 17. O modelo de 2 fatores apresenta um menor erro percentual médio do que o modelo de 1 fator (2.93% vs. 3.65%). Além disso, o modelo de 2 fatores apresenta um menor erro percentual para todos os contratos de futuros analisados, exceto para o quinto contrato, F5. Pode-se concluir que o modelo de 2 fatores apresentou erros médios mais baixos, bem como um AIC menor para ambos os períodos (vide Tabelas 10 e 14).

Tabela 16–Comparação entre os modelos para o cobre: Período 1

Parâmetro	Modelo de 1 fator			Modelo de 2 fatores		
	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
F1	4.4688	2.9838	0.0354	2.4918	1.8397	0.0229
F3	2.7353	1.9381	0.0234	2.1112	1.5805	0.0195
F5	1.7994	1.3924	0.0175	1.8405	1.4363	0.0179
F7	2.1892	1.6434	0.0201	1.7206	1.3364	0.0167
F9	2.7439	2.0233	0.0244	1.7233	1.3252	0.0164
Média	2.7873	1.9962	0.0241	1.9775	1.5036	0.0187

Fonte: O autor, 2017.

Tabela 17–Comparação entre os modelos para o cobre: Período 2

Parâmetro	Modelo de 1 fator			Modelo de 2 fatores		
	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
F1	14.8712	11.6113	0.0535	11.8624	8.0266	0.0348
F3	9.5681	7.1726	0.0329	8.6143	6.0590	0.0267
F5	9.1680	6.2975	0.0271	9.2397	6.3830	0.0275
F7	9.2982	6.5628	0.0316	8.6197	6.0302	0.0272
F9	10.3101	7.2541	0.0376	8.5073	6.2051	0.0301
Média	10.6431	7.7800	0.0365	9.3687	6.5408	0.0293

Fonte: O autor, 2017.

A Tabela 18 apresenta a comparação entre os modelos de 1 e de 2 fatores, no período 1, para o trigo através dos erros expressos pelos RMSE, MAE e MAPE. O erro percentual médio das observações filtradas para o modelo de 1 fator é de 3.70%, enquanto que para o modelo de 2 fatores é de 2.76%. O maior erro observado é de 5.64% e de 2.99 referentes ao primeiro contrato, F1, para o modelo de 1 e de 2 fatores, respectivamente. Para o modelo de 1 fator, o contrato de menor erro é o F4, cerca de 2.44%. Para o modelo de 2 fatores, o menor erro observado é de 2.25% e refere-se ao F5. Os erros expressos para o período 2, podem ser encontrados na Tabela 19. O erro percentual médio das observações filtradas para o modelo de 1 fator é de 5.66%, enquanto que para o modelo de 2 fatores é de 3.85%. O maior erro

observado é de 7.82% referente ao primeiro contrato, F1, para o modelo de 1 fator e de 4.53% referente ao terceiro contrato, F3, para o modelo de 2 fatores. Para o modelo de 1 fator, o contrato de menor erro é o F2, cerca de 4.15%. Para o modelo de 2 fatores, o menor erro observado é de 3.49% e refere-se ao F5. Cabe notar que, para ambos os períodos, o modelo de 2 fatores apresentou os menores erros percentuais médios. Além disso, tal modelo apresentou um AIC menor do que o modelo de 1 fator para ambos os períodos analisados (vide Tabelas 11 e 15).

Tabela 18–Comparação entre os modelos para o trigo: Período 1

Parâmetro	Modelo de 1 fator			Modelo de 2 fatores		
	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
F1	26.5024	17.4341	0.0564	16.3669	9.0146	0.0299
F2	21.7949	14.3523	0.0457	15.6044	9.2319	0.0297
F3	16.3602	10.2886	0.0321	14.9605	9.3523	0.0295
F4	13.3392	7.8993	0.0244	14.0419	8.5324	0.0264
F5	14.5236	8.7386	0.0264	13.1032	7.4032	0.0225
Média	18.5041	11.7426	0.03699	14.8154	8.7069	0.0276

Fonte: O autor, 2017.

Tabela 19–Comparação entre os modelos para o trigo: Período 2

Parâmetro	Modelo de 1 fator			Modelo de 2 fatores		
	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
F1	50.7058	21.1319	0.0433	37.6705	20.1071	0.0392
F2	50.7765	20.7139	0.0415	40.7648	22.7088	0.0423
F3	57.2315	25.5119	0.0494	41.5882	24.3380	0.0454
F4	65.0795	34.9187	0.0706	33.0664	18.4338	0.0349
F5	73.8858	39.7907	0.0783	30.6546	16.0956	0.0307
Média	59.5358	28.4134	0.0566	36.7489	20.3367	0.03850

Fonte: O autor, 2017.

As estatísticas RMSE, MAE e MAPE para a soja referentes ao período 1 estão descritas na Tabela 20. O modelo de 2 fatores apresentou o menor erro percentual médio do que o modelo de 1 fator (2.35% vs. 3.30%). O maior erro observado foi de 5.20% para o primeiro contrato, F1, e de 2.79% para o terceiro contrato, F3, nos modelos de 1 e de 2 fatores, respectivamente. O quinto contrato apresentou o menor erro para ambos os modelos. Para o período 2, o modelo de 2 fatores apresentou o menor erro percentual médio, de 3.16%. Ainda, apresentou um menor erro para todos os quatro contratos analisados. Para ambos os períodos, tal modelo apresentou um AIC menor do que o modelo de 1 fator (vide Tabela 12 e 16). Tais resultados indicam que o modelo de 2 fatores para soja é mais apropriado, inclusive para o período de financiamento.

Tabela 20–Comparação entre os modelos para a soja: Período 1

Parâmetro	Modelo de 1 fator			Modelo de 2 fatores		
	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
F1	43.7692	30.7579	0.0520	18.8903	12.6867	0.02219
F3	28.0684	18.7263	0.0323	23.1560	16.1724	0.02789
F5	14.9941	11.1657	0.0203	16.4034	12.2916	0.02193
F7	19.5549	15.1396	0.0274	16.0414	12.1589	0.02215
Média	26.5966	18.9474	0.03302	18.6228	13.327	0.0235

Fonte: O autor, 2017.

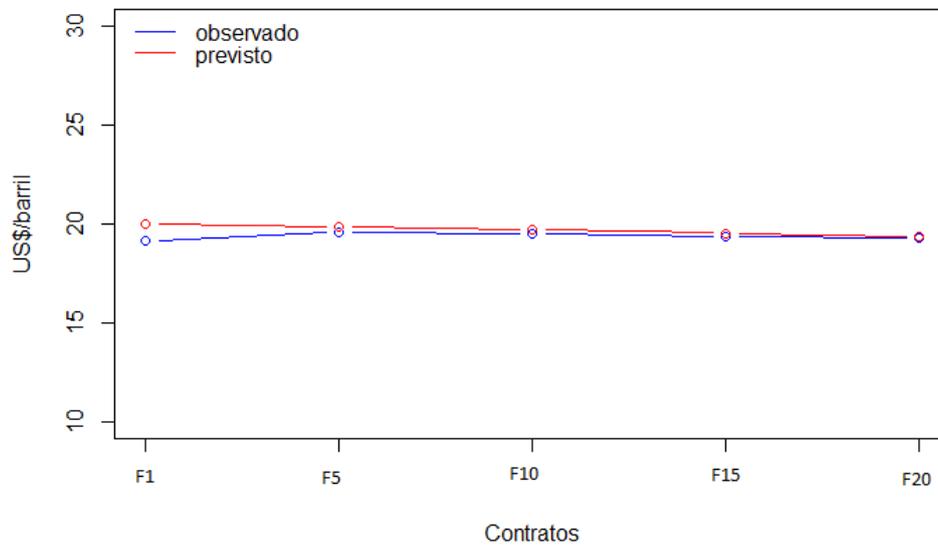
Tabela 21–Comparação entre os modelos para a soja: Período 2

Parâmetro	Modelo de 1 fator			Modelo de 2 fatores		
	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
F1	71.3953	51.7558	0.0682	31.4206	22.0028	0.0284
F3	50.0913	34.3714	0.0437	39.2800	28.3643	0.0364
F5	28.2476	19.2945	0.0252	28.2151	19.2865	0.0250
F7	41.6166	30.4581	0.0407	38.5236	27.8833	0.0367
Média	47.8377	33.9699	0.0444	34.3598	24.3842	0.0316

Fonte: O autor, 2017.

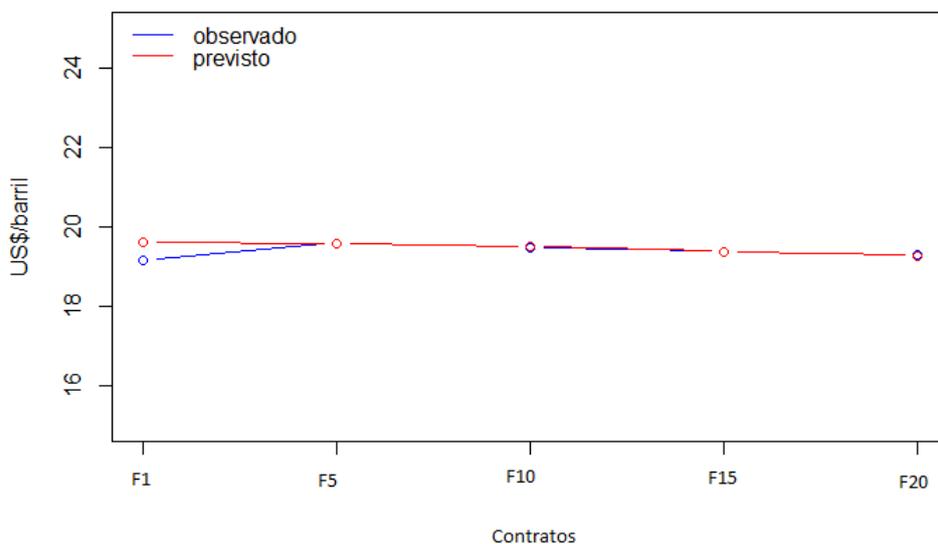
Após a calibragem do modelo e apresentação dos erros observados na estrutura a termo, consideramos duas datas dentro da amostra, referentes aos períodos antes e durante a financialização, para verificar se os preços futuros estimados pelo modelo para a commodity petróleo, referente aos contratos F1, F5, F10, F15 e F20 estão aderentes à estrutura a termo na respectiva data. A Figura 4 mostra a aderência do modelo de 1 fator à estrutura a termo dos preços futuros estimados para os contratos F1, F5, F10, F15 e F20, em 26/11/1997. A estrutura a termo no modelo de 2 fatores para o petróleo, na mesma data, pode ser vista na Figura 5. Pode-se observar que a estrutura a termo do modelo de 2 fatores está mais aderente do que o modelo de 1 fator, principalmente para os contratos com um prazo de vencimento mais longo. Note que o primeiro contrato futuro apresentou um erro mais elevado para o modelo de 1 fator. A partir do quinto contrato a aderência do modelo de 1 fator à estrutura a termo dos preços melhora. O modelo de 2 fatores apresentou uma melhor aderência à estrutura a termo dos preços, no período analisado.

Figura4–Estrutura a termo no modelo de 1 fator para o petróleo WTI: 26/11/1997.



Fonte: O autor, 2017.

Figura5–Estrutura a termo no modelo de 2 fatores para o petróleo WTI: 26/11/1997.

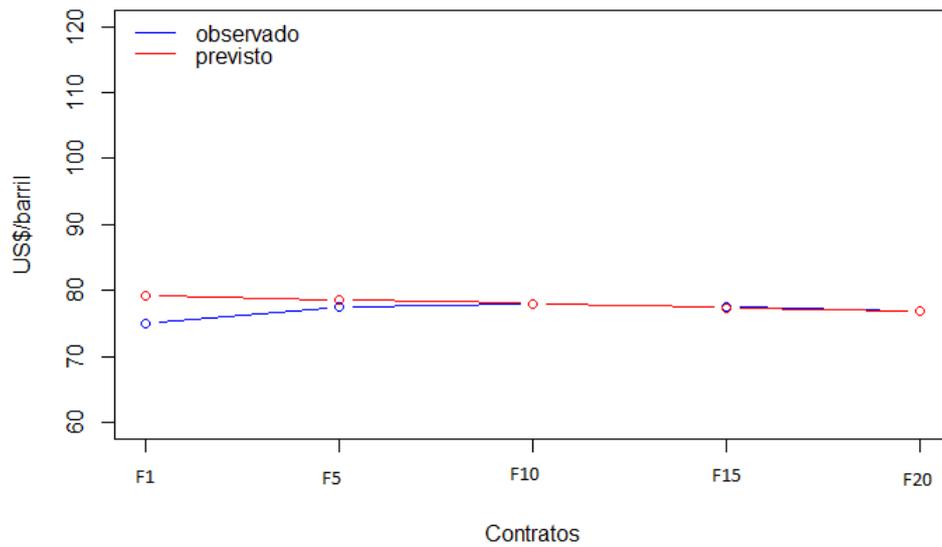


Fonte: O autor, 2017.

No período de financialização nos mercados de *commodities*, há uma aderência menos satisfatória do modelo de 1 fator (vide Figura 6), principalmente para o primeiro contrato. O modelo apenas apresenta uma boa aderência a partir do quinto contrato, F5. Note que o primeiro contrato futuro, F1, apresenta o maior erro para o modelo de 1 fator e o menor erro

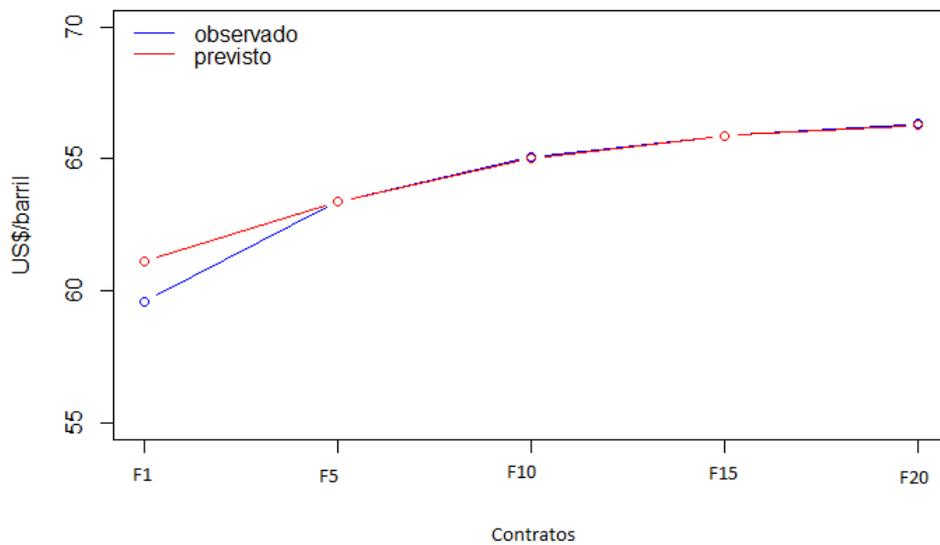
para o modelo de 2 fatores. Em geral, o modelo de 2 fatores mostrou uma aderência melhor para ambos os períodos, mas principalmente para o período de financialização, o que reforça a ideia de que tal modelo não deve ser preterido.

Figura6–Estrutura a termo no modelo de 1 fator para o petróleo WTI: Período 2(financialização)



Fonte: O autor, 2017.

Figura7–Estrutura a termo no modelo de 2 fatores para o petróleo WTI: Período 2 (financialização)



Fonte: O autor, 2017.

Para refletir os efeitos da financialização até os dias de hoje, procedemos o cálculo dos erros, no período 3, para a commodity petróleo (vide Tabela 22). O erro percentual médio das observações filtradas para o modelo de 1 fator é de 4.4%, enquanto que para o modelo de 2 fatores é de 0.8%. O maior erro observado é de 7.7% e 3.1% referentes ao primeiro contrato, F1, para o modelo de 1 e de 2 fatores, respectivamente. Para o modelo de 1 fator, o contrato de menor erro é o F10, por volta de 2.8%. Já para o modelo de 2 fatores, o menor erro observado é de, aproximadamente, 0% e refere-se aos contratos F10 e F15. Pode-se concluir que para uma amostra maior o modelo de 2 fatores se mostra ainda mais aderente aos dados do que o modelo de 1 fator. Tal fato confirma a relevância do retorno de conveniência, inclusive para períodos mais recentes.

Tabela 22–Comparação entre os modelos para o petróleo WTI: Período 3

Parâmetro	Modelo de 1 fator			Modelo de 2 fatores		
	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
F1	5.790	4.634	0.077	2.541	1.999	0.031
F5	3.709	2.840	0.043	0.644	0.491	0.007
F10	2.790	1.976	0.028	0.000	0.000	0.000
F15	3.024	2.220	0.032	0.000	0.000	0.000
F20	3.718	2.862	0.042	0.316	0.225	0.003
Média	3.806	2.906	0.044	0.700	0.543	0.008

Fonte: O autor, 2017.

A comparação entre os erros nos modelos de 1 e de 2 fatores, no período 3, para o cobre estão apresentados na Tabela 23. O erro percentual médio das observações filtradas para o modelo de 1 fator é de 3.5%, enquanto que para o modelo de 2 fatores é de 2.7%. O maior erro observado é de 4.5% e 3.1%, referentes ao F1, para o modelo de 1 e de 2 fatores, respectivamente. Novamente, cabe notar que o primeiro contrato apresentou o RMSE mais elevado para ambos os períodos, em linha com Schwartz (1997); Cortazar e Naranjo (2006). Para o modelo de 1 fator, o contrato de menor erro é o F5, por volta de 2.7%. Para o modelo de 2 fatores, o menor erro observado é de 2.5% e refere-se ao F3. O modelo de 2 fatores apresenta um menor erro percentual para todos os contratos de futuros analisados, exceto para o quinto contrato, F5. Pode-se concluir que o modelo de 2 fatores apresentou erros médios mais baixos, inclusive para períodos mais recentes. Tal fato é um indicativo de que tal modelo não deve ser preterido e que o retorno de conveniência é uma variável relevante.

Tabela 23–Comparação entre os modelos para o trigo: Período 3

Parâmetro	Modelo de 1 fator			Modelo de 2 fatores		
	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
F1	31.255	20.791	0.036	30.984	20.373	0.036
F2	30.337	20.082	0.034	33.226	21.573	0.036
F3	36.278	23.475	0.039	34.516	23.363	0.039
F4	45.100	27.582	0.046	28.357	19.132	0.031
F5	51.578	32.409	0.054	27.009	17.704	0.029
Média	38.910	24.868	0.042	30.818	20.429	0.034

Fonte: O autor, 2017.

As estatísticas RMSE, MAE e MAPE para a soja, referentes ao período 3, estão descritas na Tabela 24. O modelo de 2 fatores apresentou o menor erro percentual médio do que o modelo de 1 fator (2.9% vs. 3.8%). O maior erro observado foi de 5.4% para o primeiro contrato, F1, e de 3,5% para o sétimo contrato, F7, nos modelos de 1 e de 2 fatores, respectivamente. O quinto contrato apresentou o menor erro para ambos os modelos. Tais resultados indicam que o modelo de 2 fatores para soja é o modelo mais apropriado, mesmo para períodos mais recentes.

Tabela 24–Comparação entre os modelos para a soja: Período 3

Parâmetro	Modelo de 1 fator			Modelo de 2 fatores		
	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>	<i>RMSE</i>	<i>MAE</i>	<i>MAPE</i>
F1	75.548	54.747	0.054	38.464	27.195	0.027
F3	50.607	36.548	0.036	44.127	32.392	0.032
F5	32.734	23.665	0.024	32.654	23.454	0.023
F7	46.819	34.958	0.036	46.192	34.440	0.035
Média	51.427	37.480	0.038	40.359	29.370	0.029

Fonte: O autor, 2017.

CONCLUSÕES

Esta dissertação apresentou a análise da aderência dos modelos de 1 e 2 fatores de Schwartz-Smith para os períodos antes e durante a financialização. O objetivo principal foi verificar se durante a financialização o modelo de 1 fator obtém melhores ajustes do que o modelo de 2 fatores. De forma geral, buscamos identificar a relevância da inclusão do retorno de conveniência como parâmetro adicional ou como uma variável estocástica, durante o período de financialização.

A estimação dos hiperparâmetros deste modelo é feita por máxima-verossimilhança, concomitantemente à estimação pelo filtro de Kalman. Os dados utilizados são séries de preços de contratos futuros do petróleo WTI, cobre, trigo e soja. A base de dados foi dividida em três períodos para tentar refletir antes e durante a financialização. O terceiro período busca capturar a financialização até mais recentemente.

O modelo de 2 fatores, para todas as commodities analisadas, mostrou-se mais aderente à estrutura a termo dos preços, mesmo durante o período de financialização. A volatilidade de curto prazo e também a volatilidade do processo dos preços de equilíbrio aumentam durante a financialização. Em geral, além de apresentar um AIC menor do que o modelo de 1 fator antes e durante a financialização, tal modelo apresentou os menores erros expressos pelos RMSE, MAE e MAPE. Além disso, a taxa de reversão à média do retorno de conveniência mostrou alto grau de significância estatística para todas as *commodities* analisadas. Tais resultados nos permitem concluir sobre a relevância da inclusão do retorno de conveniência como parâmetro adicional, inclusive durante o período de financialização. Cabe notar, tal qual encontrado por Schwartz (1997) e Cortazar e Naranjo (2006), o RMSE para o primeiro contrato, F1, foi sempre o mais elevado para as commodities petróleo WTI e cobre.

Ainda, ao analisarmos períodos mais recentes (período 3), o modelo de 2 fatores se mostrou mais aderente à estrutura a termo dos preços e apresentou um AIC menor do que o modelo de 1 fator, indicando que tal modelo é estatisticamente mais adequado para o período analisado.

Pode-se concluir que o fenômeno da financialização tal qual descrito na literatura não foi suficientemente forte para impor uma modelagem em que o retorno de conveniência pudesse ser suprimido. Ou de outra forma, que o modelo de fator analisado não foi suficientemente sensível para capturar os efeitos da financialização.

Futuras pesquisas podem estender esta análise a outros modelos de fatores.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BASAK, S.; PAVLOVA, A. A model of financialization of commodities. *The Journal of Finance*, Wiley Online Library, v. 71, n. 4, p. 1511-1556, 2016.

BJERKSUND, P. **Contingent claims evaluation when the convenience yield is stochastic: analytical results**. [S.l.]: Institutt for foretaksøkonomi, Institute of Finance and Management Science, 1991.

BRENNAN, M. J.; SCHWARTZ, E. S. Evaluating natural resource investments. *Journal of business*, JSTOR, p. 135-157, 1985.

BRUNETTI, C.; BUYUKSAHIN, B. **Is speculation destabilizing?** Technical report, U.S. Commodity Futures Trading Commission, Washington, DC, 2009.

BUYUKSAHIN B, HAIGH M, HARRIS J, OVERDAHL J, ROBE M. **Fundamentals, trader activity and derivative pricing**. Technical report, U.S. Commodity Futures Trading Commission, Washington, DC., 2008.

BUYUKSAHIN, B.; HAIGH, M. S.; ROBE, M. A. Commodities and Equities: A “market of One”? [S.l.]: *Nova Science*, 2009.

BUYUKSAHIN, B.; ROBE, M. A. Speculators, commodities and cross-market linkages. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 42, p. 38-70, 2014.

CHAN, P.; SIRCAR, R.; STEIN, M. V. A feedback model for the financialization of commodity markets. *SIAM Journal on Financial Mathematics*, SIAM, v. 6, n. 1, p. 870-899, 2015.

CORTAZAR, G., KOVACEVIC, I., SCHWARTZ, E. **Commodity and asset pricing models: An integration**. Unpublished working paper, 2013.

CORTAZAR, G.; NARANJO, L. An n-factor Gaussian model of oil futures prices. *Journal of Futures Markets*, Wiley Online Library, v. 26, n. 3, p. 243-268, 2006.

DIAS, M. A. G. **Análise de investimentos com opções reais**. vol. 2: Processos estocásticos e opções reais em tempo contínuo. Interciência, 2015.

- DIXIT, A. K.; PINDYCK, R. S. **Investment under uncertainty**. [S.l.]: Princeton university press, 1994.
- FRIEDMAN, M. **Flexible exchange rates**. Essays in positive economics: University of Chicago Press, Chicago 1966.
- GIBSON, R.; SCHWARTZ, E. S. Stochastic convenience yield and the pricing of oil contingent claims. **The Journal of Finance**, Wiley Online Library, v. 45, n. 3, p. 959-976, 1990.
- HAMILTON, J. D.; WU, J. C. Effects of index-fund investing on commodity futures prices. **International Economic Review**, Wiley Online Library, v. 56, n. 1, p. 187-205, 2015.
- JAMSHIDIAN, F.; FEIN, M. **Closed-form solutions for oil futures and european options in the gibson-schwartz model: A note**. Merrill Lynch Capital Markets, 1990.
- KANAMURA, T. **A financialization model of crude oil markets**. 2015. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=2712617>>. Acesso em: 20 jan. 2018.
- LUCIA, J. J.; SCHWARTZ, E. S. Electricity prices and power derivatives: Evidence from the nordic power exchange. **Review of derivatives research**, Springer, v. 5, n. 1, p.5-50, 2002.
- MANERA, M.; NICOLINI, M.; VIGNATI, I. Financial speculation in energy and agriculture futures markets: A multivariate garch approach. **The Energy Journal**, International Association for Energy Economics, v. 34, n. 3, p. 55, 2013.
- MANOLIU, M.; TOMPAIDIS, S. Energy futures prices: term structure models with Kalman Filter estimation. **Applied mathematical finance**, Taylor & Francis, v. 9, n. 1, p.21-43, 2002.
- MAYER, J. The growing financialisation of commodity markets: Divergences between index investors and money managers. **Journal of Development Studies**, Taylor & Francis, v. 48, n. 6, p. 751-767, 2012.
- SCHWARTZ, E.; SMITH, J. E. Short-term variations and long-term dynamics in commodity prices. **Management Science**, Informs, v. 46, n. 7, p. 893-911, 2000.

SCHWARTZ, E. S. The stochastic behavior of commodity prices: Implications for valuation and hedging. **The Journal of Finance**, Wiley Online Library, v. 52, n. 3, p. 923-973, 1997.

SILVENNOINEN, A.; THORP, S. Financialization, crisis and commodity correlation dynamics. **Journal of International Financial Markets**, Institutions and Money, Elsevier, v. 24, p. 42{65, 2013.

SORENSEN, C. Modeling seasonality in agricultural commodity futures. **Journal of Futures Markets**, Wiley Online Library, v. 22, n. 5, p. 393-426, 2002.

STOLL, H. R.; WHALEY, R. E. Commodity index investing and commodity futures prices. **Journal of Applied Finance**, Financial Management Association International, v. 20, n. 1, p. 7, 2010.

TANG, K.; XIONG, W. Index investment and the financialization of commodities. **Financial Analysts Journal**, CFA Institute, v. 68, n. 5, p. 54{74, 2012.

TOURINHO, O. **The Option Value of Reserves of Natural Resources**. Working Paper, Univ. of California at Berkeley, 1979.

TRIGEORGIS, L. **Real options**: Managerial flexibility and strategy in resource allocation. [S.l.]: MIT press, 1996.